

مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي

في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية

دكتور فؤاد أبو حطب دكتورة آمال صادق



مكتبة الأنجلو المصرية

مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية

تأليف

دكتورة آمال صادق

أستاذ علم النفس التربوي
كلية التربية جامعة حلوان
عميد كلية التربية النوعية بالقاهرة

دكتور فؤاد أبو حطب

أستاذ ورئيس قسم علم النفس التربوي
كلية التربية جامعة عين شمس
ومدير المركز القومي للإمتحانات
والتقويم التربوي



مكتبة الانجلو المصرية

أسم الكتاب : مناهج البحث وطرق التحليل الإحصائي
أسم المؤلف : د / فؤاد أبو حطب - د / آمال صادق
أسم الناشر : مكتبة الانجلو المصرية
أسم الطابع : مطبعة محمد عبدالكريم حسان
سنة الطبع : ٢٠١٠
رقم الايداع : ٢٨٣٠

(ج)

فهرس الكتاب

ط	إهداء
ك-س	مقدمة
١٨٤-١	الباب الأول: الأسس العامة
١٨-٥	الفصل الأول: العلم ولغة الكم
	تطور النظام العددي - التناول الكمي للعلم - طبيعة النظام العددي.
٥٤-١٩	الفصل الثاني: القياس في العلوم الانسانية والاجتماعية
	تعريف القياس - طرق القياس - مستويات القياس - المقاييس الاسمية -
	مقاييس الترتيب الجزئي - مقاييس الرتبة - مقاييس الرتبة المترية - مقاييس
	المسافة - مقاييس النسبة - المقارنة بين أنواع المقاييس.
١٢٩-٥٥	الفصل الثالث: مناهج البحث في العلوم النفسية والتربوية
	التصنيف حسب بعد الزمن - المنهج التاريخي - المنهج الامبريقي - منهج
	البحوث المستقبلية - التصنيف حسب حجم المبحوثين - دراسة الحالة -
	دراسة العينة - دراسة الأصول الكلية - التصنيف حسب درجة التحكم في
	المتغيرات - منهج المتغير البعدي - المنهج الارتباطي - المنهج شبه
	التجريبي - المنهج التجريبي - التصنيف حسب اهداف الدراسة - المنهج
	الوصفي - المنهج التفسيري - المنهج التحكمي - أنواع أخرى من مناهج
	البحث - المنهج الارتقائي - المنهج المقارن - منهج التحليل البعدي.
١٦٤-١٣١	الفصل الرابع: أدوات جمع البيانات
	الملاحظة الطبيعية - الملاحظة المعملية والمهام - الاختبارات - مقاييس
	التقدير وقوائم المراجعة - وسائل التقرير الذاتي - الأساليب الاسقاطية.
١٨٥-١٦٥	الفصل الخامس: طرق تحليل البيانات
	تصنيف البيانات - علم الاحصاء : نشأته وتطوره - تطبيق الاحصاء في
	العلوم الانسانية والاجتماعية - موضع الاحصاء في البحوث النفسية
	والاجتماعية والتربوية - تصنيف الطرق الاحصائية.

(د)

٢٨٢-١٨٧

الباب الثاني: تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة (١) الاحصاء الوصفي

٢٠٨-١٩١

الفصل السادس: التوزيع التكراري لبيانات النسبة والمسافة
معنى الكم المتصل - التوزيع التكراري - المضلع التكراري - المنحنى التكراري.

٢٢٤-٢٠٩

الفصل السابع: المتوسط، مقياس النزعة المركزية لبيانات النسبة والمسافة
حساب المتوسط من الدرجات - حساب المتوسط من التكرارات - خصائص المتوسط.

٢٤٣-٢٢٥

الفصل الثامن: الانحراف المعياري والتباين
معنى التشتت - حساب الانحراف المعياري من الدرجات - حساب الانحراف المعياري من التكرارات - خصائص الانحراف المعياري - التباين.

٢٨٢-٢٤٥

الفصل التاسع: معامل الارتباط التتابعي لبيرسون
التغاير والارتباط - المعادلة الاساسية لحساب معامل الارتباط - معنى الارتباط - حساب معامل الارتباط من الدرجات - حساب معامل الارتباط باستخدام التكرارات - المعنى الاساسي لمعامل الارتباط - العلاقة الخطية والانحدار - العوامل المؤثرة في معامل الارتباط.

٣٨٨-٢٨٣

الباب الثالث: تحليل بيانات النسبة والمسافة (٢) الاحصاء الاستدلالي

٣٠٨-٢٨٥

الفصل العاشر: المنحنى الاعتدالي
طبيعة المنحنى الاعتدالي - تحويل التوزيع التكراري الى الصورة الاعتدالية - التحويل باستخدام الارتفاعات - التحويل باستخدام المساحات - كيف يمكن الحكم على اعتدالية التوزيع.

٣٣٠-٣٠٩

الفصل الحادي عشر: مبادئ الاحصاء الاستدلالي
معنى الاحصاء الاستدلالي - مفهوم الخطأ المعياري - الخطأ المعياري للمتوسط - حدود الثقة ومستويات الدلالة - الخطأ المعياري للانحراف

المعياري - الخطأ المعياري لمعامل الارتباط.

٣٨٨-٣٣١

الفصل الثاني عشر: دلالة الفروق

اختبار الفروض - الفرض البديل - الفرض الصفري - أنواع القرارات الاحصائية - دلالة الطرفين ودلالة الطرف الواحد - النسبة الحرجة لدلالة المتوسط - اختبار (ت) لدلالة المتوسط - اختبار (ت) لدلالة معامل الارتباط - دلالة الفروق بين المتوسطات - الفروق بين المتوسطات المرتبطة - الفروق بين البيانات - دلالة الفروق بين معاملات الارتباط.

٦٩٠-٣٨٩

الباب الرابع: تحليل بيانات النسبة والمسافة

(٣) تحليل المتغيرات المتعددة

٥١١-٣٩٣

الفصل الثالث عشر: التصميم التجريبي وتحليل التباين

أهمية تحليل التباين - التصميم التجريبي - المفاهيم الأساسية لتحليل التباين - تحليل التباين البسيط لعدد واحد - قياس قوة تأثير المعالجات - تحليل التباين المركب والتصميم العامل - تحليل التباين لمتغيرات تابعة متعددة.

٥٤٠-٥١٣

الفصل الرابع عشر: المقارنات المتعددة بين المتوسطات

معدلات الخطأ - المقارنات القبلية والبعدية - المقارنات المتعامدة والمرتبطة - المقارنات القبلية - المقارنات البعدية - اختبار توكي.

٥٧٤-٥٤١

الفصل الخامس عشر: تحليل الانحدار المتعدد

معامل الارتباط المتعددة - معادلة الانحدار المتعددة - حساب المعامل البائي - العلاقة بين تحليل الانحدار المتعدد وتحليل التباين - طرق تشفير بيانات المتغير المستقل - حساب دلالة معامل الارتباط المتعدد.

٥٨٨-٥٧٥

الفصل السادس عشر: تحليل التباين

أهمية تحليل التباين - طرق حساب تحليل التباين - كيف نفسر نتائج تحليل التباين - بعض مشكلات تحليل التباين.

٦٦٥-٥٨٩

الفصل السابع عشر: التحليل العاملي

ما هو التحليل العاملي - أهمية التحليل العاملي - طرق التحليل العاملي - أنواع العوامل - مشكلة ثبات العوامل - التحليل العاملي الاستطلاعي والتحليل العاملي التوكيدي - الطريقة المركزية - الطرق المباشرة للتحليل العاملي - نحو مزيد من المعنى الهندسي لمعامل الارتباط - تدوير المحاور والطرق غير المباشر في التحليل العاملي - تفسير العوامل - التحليل العاملي التوكيدي - الدرجات المعاملية - الأخطاء السبعة في التحليل العاملي.

٦٩٠-٦٦٧

الفصل الثامن عشر: بعض الطرق الأخرى لتحليل المتغيرات المتعددة

معامل الارتباط الجزئي - معامل الارتباط شبه الجزئي - التحليل المقنن - تحليل البروفيلات - التحليل التمييزي - تحليل المسار.

٧٥٤-٦٩١

الباب الخامس: تحليل بيانات مقاييس الرتبة

٧٣٤-٦٩٣

الفصل التاسع عشر: الاحصاء الوصفي لبيانات الرتبة

تحويل بيانات المسافة والنسبة إلى رتب - التوزيع التكراري التراكمي - التمثيل البياني لبيانات الرتبة - الوسيط كمقياس للنزعة المركزية لبيانات الرتبة - مقياس التشقت لبيانات الرتبة - تقسيم التكرار إلى عدد من الأقسام المتساوية - معامل ارتباط الرتب لسبيرمان - معاملات ارتباط الرتب لكندال - معامل الارتباط بين البيانات الرتبية والبيانات المسافية أو النسبية.

٧٥٤-٧٣٥

الفصل العشرون: الاحصاء الاستدلالي لبيانات مقاييس الرتبة

الخطأ المعياري للوسيط - دلالة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان - دلالة معامل ارتباط الرتب (تو) لكندال - دلالة معامل الاتفاق لكندال - دلالة الفروق بين البيانات الرتبية : الاحصاء اللابارامترى - اختبار الإشارة أو اختبار الوسيط - اختبار الرتب - اختبار ولكوكسون - اختبار كروسكال / واليس - اختبار فريدمان.

٨٢٧-٧٥٥

الباب السادس: تحليل بيانات المقاييس الاسمية

٧٩٥-٧٥٧

الفصل الحادي والعشرون: الاحصاء الوصفي للبيانات الاسمية

المدرج التكراري - النسب والنسب المئوية - النسبة كمتوسط -

المنوال - مقارنة بين مختلف مقاييس النزعة المركزية - المدى
المطلق - العلاقة بين مقاييس التشتت - التباين والانحراف المعياري
للبيانات الاسمية - معامل ارتباط فاي - معامل الارتباط الجيمي -
معامل الارتباط الرباعي - معامل الاقتران أو الترابط - معامل
الارتباط الثنائي - معامل الارتباط الثنائي الاصيل - معامل ارتباط
الرتب الثنائي - معامل الارتباط الجيمي المعدل - نسبة الارتباط .

٨٢٧-٧٩٧

الفصل الثاني والعشرون: الاحصاء الاستدلالي للبيانات الاسمية

الخطأ المعياري للنسبة - دلالة معامل ارتباط فاي - الخطأ المعياري
لمعامل الارتباط الرباعي - دلالة معامل الارتباط الجيمي - دلالة
نسبة الارتباط - العلاقة بين نسبة الارتباط وتحليل التباين - اختبار
مدى خطية الانحدار - اختبار كا^٢ - دلالة الفروق بين النسب -
اختبار كوكران - المقارنات المتعددة بين التكرارات أو النسبة .

٨٤٠-٨٢٩

مراجع الكتاب

الاهداء

إلى ولدينا خالد ومها

وهما في بداية حياتهما مع البحث العلمى
لعلهما يجدان فى خبرة والديهما ما يعينهما
- وغيرهما من شباب الباحثين - على
تخطى بعض مشاق الطريق.

بسم الله الرحمن الرحيم

تقديم الكتاب

هذا الكتاب محاولة لاعادة تنظيم ميدان الاحصاء النفسى والتربوى والاجتماعى فى ضوء محددتين رئيسيين وجها المؤلفين خلال تدريسهما لهذا الموضوع طوال سنوات تمتد منذ أواخر الستينات من القرن الحالى . وأول مزين المحددين التطورات التى شهدتها هذا العلم من حيث الطرق المستخدمة واليات الاستخدام . ولعل أعظم هذه التطورات التى طرأت على العصر الذى نعيش فيه ، وتركت أثارها على حياة الباحث العلمى والانسان العادى على حصد سواء ظهور الحاسب الآلى (الكمبيوتر أو الحاسوب) ، وما أحدثه من انقلاب فى التفكير الانسانى منذ مطلع النصف الثانى من القرن العشرين ، وهو التطور الذى ستزداد أثاره قوة وشدة - فى توقعنا - فى القرن القادم الذى نحن على اعتابه الآن .

ولعل من نافلة القول أن نذكر أن أول استخدام للحاسب الآلى منذ ظهر - ولا يزال من أهم استخداماته - تحليل البيانات التى يجمعها الباحثون بمناهج البحث العلمى وطرقه وأساليبه وأدواته المختلفة . وقد هيا الحاسب الآلى للباحثين فرسا كانت فى الماضى نادرة أو مستحيلة لتطبيق الطرق الاحصائية شديدة التعقيد وعالية الدقة معا . صحيح أن الحاسب الآلى يتجاوز الطرق الاحصائية باعتباره « آلة مفكرة » بالمعنى الدقيق للكلمة ، الا أن فضله سيظل عظيما على تطور علم الاحصاء المعاصر

ومع ذلك فقد كان لشيوع استخدام الحاسب الآلى فى تحليل البيانات - وخاصة فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية - أثرا سلبيا لا بد من التنبيه اليه . فقد أصبح معظم الباحثين أقل رغبة فى الاستزادة من المعرفة الاحصائية وتكوين الحساسية اللازمة للاختيار والمفاضلة بين الطرق المختلفة لتحليل البيانات على أساس درجة ملاءمتها لهذه البيانات ذاتها . وأصبح

الأمر لا يتجاوز - أن وجد - محض أفكار مجتزئة غامضة عن الإحصاء والطرق الإحصائية . ومن الطريف أن هذا الحكم لا يصدق على بعض الباحثين الذي لا يستخدمون إلا الحد الأدنى من هذه الطرق ، وإنما قد يصدق على الكثيرين من الذين تمتلئ بحوثهم بالجداول والمعادلات دون أن يعرفوا من أمرها شيئاً . وأصبحت بالنسبة لهم محض طلاس لا يحل أسرارها إلا هذا الكائن الأسطوري الغامض : الحاسب الآلى . وهكذا انقلبت الآلة في البحث العلمى فى زماننا ، فأصبح هذا النوع من الباحثين « آلات غير مفكرة » - وهم بشر - تتحكم فيهم « آلة حقيقية » ، إلا أنها آلة مفكرة .

ولعل القارئ يلاحظ أننا لم نشر إلى الحاسب الآلى وبرامجه وحزمه الإحصائية إلا عرضاً ، وهو أمر مقصود . وقد أثرنا أن نعود بالإحصاء النفسى والتربوى والاجتماعى إلى أصوله ، تدريباً للباحث المبتدىء على أساسياته وسعيًا لتكوين ما نسميه « الحساسية الإحصائية » لديه بحيث يصبح قادراً بنفسه على اختيار أفضل أسلوب إحصائى لتحليل بياناته . وحينئذ يمكن أن يوكل المهمة إلى الحاسب الآلى وهو على درجة كافية من البصر والبصيرة بموضع الإحصاء فى البنية الأساسية لبحثه . لا أن يكون شيئاً إضافياً لا يكاد يرتبط بصلة بالبحث ذاته . أضف إلى ذلك أننا وجدنا من المناسب أن يكون تناول الطرق والأساليب الإحصائية المختلفة فى ضوء أمثلة بحثية من العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية تحقيقاً لمسزيد من المعنى والمغزى الذى نقصد إلى تكوينه لدى طالب البحث ، وهو القارئ الأساسى لهذا الكتاب . ولم يعد الأمر بالنسبة إلينا محض تمرينات وتدريبات إحصائية صماء .

أما المحدد الثانى الذى دفعنا إلى تأليف هذا الكتاب سعيًا لاعادة تنظيم ميدان الإحصاء النفسى والتربوى والاجتماعى فهو خبرتنا بتدريس الموضوع . لقد اكتشفنا أن الوقت لا يتسع أبداً لتمثيل الميدان للطلاب تمثيلاً جيداً إذا قدم على النسق المعتاد ، والذى لا يكاد يختلف فيه كتاب عن آخر ، ونقصد بذلك البدء بالإحصاء الوصفى ثم الإحصاء الاستدلالى ، ثم تناول الإحصاء الوصفى مثلاً بعرض جميع الطرق التى تستخدم فى وصف اتجاه معين للبيانات ، ثم الانتقال إلى جميع الطرق التى تستخدم فى وصف اتجاه آخر ، وهكذا . وأوضح الأمثلة على ذلك ما تخصصه الكتب التقليدية من فصل واحد أو بضعة فصول متتابعة لمقاييس النزعة المركزية ، ثم الانتقال إلى فصل

آخر أو بضعة فصول لتناول مقاييس التشخيص ، يليها مقاييس العلاقة والارتباط ، وهكذا وهذا الوضع يوجد ما يشبهه أيضا عند تناول موضوعات الاحصاء الاستدلالي .

وقد أثبتت تجربتنا منذ وقت مبكر أن هذا الأسلوب في تدريس الاحصاء النفسى والتربوى والاجتماعى غير مجد ، ناهيك عن أنه مضيق للوقت ومشتت للجهد . ولهذا لجأنا منذ أواخر الستينات الى تدريسه لطلابنا على نحو مختلف يكاد يمثله تتابع أبواب وفصول الكتاب الحالى .

ولعل الأمر يتطلب منا أن نشير هنا إشارة عامة الى طبيعة البنية العامة والأساسية لهذا الكتاب . لقد كان أهم موجهاتنا فى عرض الاحصاء على نحو له معنى للباحث النفسى والتربوى والاجتماعى بصنيف البيانات التى يحصل عليها الباحثون أو يجمعونها الى أنواعها وفئاتها الأساسية . وقد اعتبرنا ذلك الأساس المنطقى الذى يجب أن يبنى عليه الاحصاء فى العلوم الانسانية والاجتماعية ، أى الاحصاء فى غير مجالات العلوم الطبيعية والبيولوجية . وحجتنا فى ذلك واضحة . ان البيانات التى تتوافر لنا فى بحوث علومنا النفسية والاجتماعية تختلف فى مستوياتها ، وفى حاجتها لاستخدام الأعداد ، وما يتصل بها من عمليات رياضية ، وإذا لم يتنبه الباحثون - وخاصة المبتدئين منهم - الى هذه التميزات الأساسية فانهم سوف يقعون - وقد وقع بعضهم بالفعل - فى أخطاء فادحة ان لم تكن فاحشة . ومع الأسف فان معظم هذه الأخطاء مر عليها الكثيرون مرور الكرام على نحو لا يكاد يتنبه اليه أحد ، وحين تكتشف كان ميكانيزم التبرير جاهزا .

لقد بررت هذه الأخطاء ، سواء فى مناقشة الرسائل الجامعية أو فى تقارير فحص الانتاج العلمى للمتقدمين للترقية فى الوظائف الجامعية أو فى تقارير فحص البحوث المقدمة للنشر ، أحيانا بعدم الألفة بالطرق الاحصائية الجديدة . كما بررت بمرونة البيانات النفسية والاجتماعية والتربوية على نحو يتسع لجميع « الاجتهادات » . وهى أعذار كانت فى معظم الأحوال أقبح من « الذنب » نفسه . فالطرق الملائمة لنوع البيانات التى يتوافر للباحث ليست جميعها « جديدة » ، فبعضها يكاد يصاحب فى نشأته ظهور علم الاحصاء ذاته . أما حجة « المرونة » فى بياناتنا فهى مفتاح لباب « الخطأ »

المقصود على مصراعيه . بينما الواقع يؤكد لنا أن بياناتنا النفسية والتربوية والاجتماعية لا تقل في دقتها عن غيرها من البيانات في العلوم الطبيعية أو البيولوجية بشرط حسن اختيار الطرق الملائمة لتحليل هذه البيانات . وحينئذ تكون « استنتاجاتنا » و « تفسيراتنا » أقرب إلى الصواب منها إلى الخطأ والعلم بالطبع هو سعي إنسانى مستمر أو مقصود نحو وجهة « الصواب » ولم يكن أبدا « اندفاعا » إلى وجهة الخطأ .

وهناك خلط آخر لاحظناه من خلال تدريسنا لميدان الإحصاء في العلوم الانسانية والاجتماعية ونظيره مناهج البحث في هذه العلوم . فالفصل بين المجالين - للأسف - قائم والتكامل بينهما مفقود . وكثيرا ما يتحدث الناس عن منهج معين في البحث (كالمنهج الوصفى أو الارتباطى أو التجريبي أو شبه التجريبي) دون وهى بالصلة المباشرة بين المنهج وطرق تحليل البيانات التى يوفرها بأدوات البحث الملائمة . وقد وجدنا من المناسب فى هذا الكتاب أن نربط بين المجالين تحقيقا للفائدة المشتركة ، وقد تطلب ذلك منا إعادة تصنيف مناهج البحث على أسس جديدة لعلها تجعل أهداف العلم أكثر وضوحا وخاصة للباحث المبتدىء .

أما الدرس الثالث من خبرتنا بتدريس الإحصاء لطلاب العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية فهو إدراكنا منذ وقت مبكر - كما قلنا - لمقام تناول موضوعات الإحصاء مستقلة ومتتابعة بحيث إذا انتهى أحدها (كالإحصاء الوصفى) تنتقل إلى الآخر . فهذا الأسلوب لا يحقق هدفنا الذى أشرنا إليه وهو تكوين « الحساسية » الإحصائية والمنهجية لدى الباحث المبتدىء . وأذلك استعاضنا عن ذلك بتناول كل الطرق الإحصائية الملائمة لنوع معين من البيانات معا وفى وقت واحد . فمثلا إذا كانت البيانات التى يحللها الباحث من نوع « مقاييس المسافة أو النسبة » فسوف نعرض له كل ما يتصل بالإحصاء الوصفى والاستدلالي والطرق الملائمة لهذا النوع من البيانات ، ثم تنتقل إلى النوع الثانى (بيانات مقاييس الرتبة) ، ثم النوع الثالث (بيانات المقاييس الاسمية) . وقد وجدنا أن بيانات مقاييس النسبة والمسافة هى الأكثر أساسية بالمرغم من أنها الأكثر تطورا ودقة من حيث اللغة الكمية ، ولهذا بدأنا بها ، ولم نبدأ بالبيانات من المستويات الأدنى .

ويبقى أخيرا أن نشير إلى أنه لا يمكن للقارئ للمسائل الإحصائية أن

يدرك مغزاها دون نظرة - ولو مبسطة - الى فلسفة العلم . ولهذا وجدنا من المهم أن نتناول موضوعات العلم ولغة الكم وطبيعة القياس في العلوم الانسانية والاجتماعية في الفصول الاولى من هذا الكتاب ، حتى يتعامل القارئ المبتدئ وطالب البحث مع الطرق الاحصائية وهو على درجة من الادراك الكلى لمعناها في العلم . ومن ناحية أخرى وجدنا أن من المناسب أن نعرض بعضا من تاريخ العلم في تناولنا لهذه الموضوعات ، وقد ركزنا - خاصة - على اسهام الحضارة المصرية القديمة والحضارة العربية الاسلامية في تطوير الاستخدام الأمثل للغة الكم .

ان هذا الكتاب - في بداية المطاف ونهايته - هو تسجيل لخبرة عمر اكايمى في التدريس الجامعى ، أثرتنا أن ننقلها للباحثين وطلاب البحث لعلها تعينهم وتعيننا على تحقيق قدر أكبر من الدقة في بحوثنا التربوية والنفسية والاجتماعية . ونرجو من الله سبحانه وتعالى أن يكون فيه نفع للناس . ونعوذ به سبحانه من « علم لا ينفع » انه سميع مجيب .

د.١٠١ أمال أحمد دختار صصادق
أستاذ علم النفس التربوى
كلية التربية سامعة حلوان
وعميدة كلية التربية النوعية بالقاهرة

د.١٠١ فؤاد عبد اللطيف أبو حطب
أستاذ ورئيس قسم علم النفس التربوى
كلية التربية جامعة عين شمس
ومدير المركز القومى للامتحانات
والتقويم التربوى

القاهرة : ٢٧ رجب ١٤١١ هـ
١٢ فبراير ١٩٩١ م

الباب الأول
الأسس العامة

تمهيد للبـاب الأول

يتناول هذا الباب الأسس العامة التي يستند إليها هذا الكتاب ، وتشمل هذه الأسس مجموعة من القضايا التي تضرب بجذورها في تاريخ الفكر الإنساني . وقد حاولنا أن نعرضها في هذا الباب على نحو يتيح لكل من القارئ المتخصص وغير المتخصص أن يتعرف عليها ويستفيد منها ، كما حاولنا عند البحث عن جذور هذه القضايا أن نضع تاريخ العلم في إطاره الصحيح ، وفي هذا المعنى كان لابد لانجازات الحضارة المصرية القديمة وكذلك للحضارة العربية الإسلامية أن يكون لها وضعها وموضعها ، مكانها ومكانتها .

ويتألف هذا الباب من خمسة فصول على النحو الآتي :

الفصل الأول : وموضوعه العلم ولغة الكم وفيه تناولنا تطور النظام العددي في تاريخ الحضارة الإنسانية ، والمعالجة الكمية للعلم ، وطبيعة النظام العددي .

الفصل الثاني : وموضوعه القياس في العلوم الإنسانية والاجتماعية وفيه تناولنا معنى القياس وتعريفه ، وأنواع الخصائص التي تقاس ، وطرق القياس ومستوياته الأربعة : القياس الاسمي ، والقياس الرتبي ، والقياس المسافي والقياس النسبي ، وقد عرضنا هذه المستويات الأربعة بالتفصيل لأنها تؤلف البنية الأساسية للقسم الإحصائي من هذا الكتاب .

الفصل الثالث : وموضوعه مناهج البحث في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية . وعلى الرغم من تعقد هذا الموضوع واتساع نطاقه إلى الحد الذي تصنف فيه مؤلفات ضخمة كاملة إلا أننا حاولنا أن نعرضه عرضاً كاملاً مركّزاً يتجاوز بعض التفاصيل ويصوب إلى الجوهر . ولتيسير هذه المهمة استخدمنا تصنيفاً خاماً بنا لمناهج البحث إلى أربع فئات حسب أربعة أسس أو أبعاد هي : بعد الزمن (المنهج التاريخي وهو دراسة الماضي ، والمنهج الأمبريقي وهو دراسة الحاضر والمنهج التنبؤي والدراسات المستقبلية) . وبعد طبيعة المتغيرات المستخدمة في البحث (المنهج البعدي ، والمنهج شبه التجريبي ، والمنهج التجريبي) . وبعد حجم المبحوثين (دراسة الحالة ، ودراسة العينة ودراسة الأصل الإحصائي الكلي العام) . وبعد الهدف من البحث (المنهج الوصفي ، والمنهج المقارن والمنهج الارتباطي ، والمنهج التفسيري) . وقد أضفنا فئة خامسة لمجموعة من مناهج البحث التي لا تقبل التصنيف في الفئات السابقة (المنهج الارتقائي ، المنهج المقارن ، منهج التحليل البعدي وهو المنهج الذي يتناول البحوث ذاتها بالبحث والدراسة) .

الفصل الرابع : وموضوعه أدوات جمع المعلومات . وعلى الرغم من تعقد الموضوع وسعة نطاقه شأنه في ذلك شأن موضوع مناهج البحث ، إلا أننا آثرنا أن نعرضه أيضا عرضا كاملا مركزا ، وشمل ذلك الملاحظة الطبيعية ، والملاحظة العملية ، والاختبارات ، ومقاييس التقدير وقوائم المراجعة ، ووسائل التقدير الذاتي ، والأساليب الاسقاطية .

الفصل الخامس : وموضوعه طرق تحليل البيانات وفيه تناولنا أنواع البيانات في العلوم الانسانية والاجتماعية وتمنيفها ، ثم عرضنا على وجه الخصوص لنشأة علم الاحصاء وتطوره وموضعه في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، وتصنيف الطرق الاحصائية ، وفي هذا لجأنا أيضا الى تصنيف يخصصنا في هذا الكتاب من حيث وظائف هذه الطرق الاحصائية في العلم من ناحية وشمل ذلك الفئتين الأساسيتين الشهيرتين في علم الاحصاء الحديث وهما الاحصاء الوصفي والاحصاء الاستدلالي ، ومن ناحية أخرى صنفت هذه الطرق الاحصائية حسب طبيعة البيانات ، وكان هذا عندنا هو الأهم والأجدي ، وهو الذي التزمنا به طوال الكتاب ، وفي هذا صنفت الطرق الاحصائية الى تلك التي تتناول بيانات في مقاييس النسبة والمسافة ، وتلك التي تتناول بيانات مقاييس الرتبة ، ثم تلك التي تتناول بيانات المقاييس الاسمية ، وسوف يخصص معظم الأبواب التالية من هذا الكتاب لتفصيل هذه الطرق الاحصائية باستخدام هذا التصنيف على وجه الخصوص لأهميته للعلوم النفسية والتربوية والاجتماعية من ناحية ولسهولة فهم هذه الطرق الاحصائية من خلاله من ناحية أخرى .

الفصل الأول

العلم ولغة الكم

كثيرا ما يقاس تقدم العلم ونضجه بمدى نجاحه فى استخدام لغة الكم . وفى تاريخ العلم أن الفيزياء - وخاصة على يد نيوتن - كانت أول ما استخدم هذه اللغة الدقيقة ، ثم تتابعت بعدها العلوم الطبيعية الأخرى (كالكيمياء) ، ثم العلوم البيولوجية . وكانت العلوم الانسانية والاجتماعية والسلوكية فى نهاية المطاف .

وبالطبع فان وصف البيانات التى يتعامل معها الباحثون العلميون باستخدام لغة العدد يوفر لهم فرص الاستفادة من العمليات التى تتناول هذه الأعداد وماتهيئوه لهم من تفكير رياضى . ومن المعلوم أن الرياضيات ليست فى العادة من فئة العلوم التى تجمع حقائقها وبياناتها عن طريق الملاحظة ، كما هو الحال فى العلوم التجريبية (الامبريقية) التى أشرنا إليها فى الفقرة السابقة ، وإنما هى - شأنها شأن علم المنطق - من قبيل العلوم الصورية ، التى تقدم للباحث العلمى طريقة فى التفكير من ناحية ، ولغة عامة يمكن للعلم أن يستخدمها من ناحية أخرى . والرياضيات كلغة عددية أو تواصل كمى تتألف من مفردات لانهائية ، ومع ذلك فانها تتميز بأعلى مستويات الدقة ، فضلا عن أن نسيجها ليس له نظير من حيث الاتساق الداخلى والتماسك المنطقى .

تطور النظام العددي :

يرى بعض مؤرخى العلم (برنال ، ١٩٨٢) أن حاجة الانسان الى العد ظهرت لديه منذ فجر الحضارة . بل ان حاجته الى تسجيل " العدد " سبقت حاجته الى تسجيل " الكلمة " . ومعنى ذلك أن " الكتابة الرياضية " سبقت كثيرا فى الظهور " الكتابة اللغوية " المعتادة . وإذا كانت الفونيمات (الأصوات الكلامية) هى العادة الخام للغة

المنطوقة ، فإن أصل لغة العدد هو التسجيل على هيئة خطوط كـسان يحفرها الإنسان القديم (منذ عصر ما قبل التاريخ) على السطوح الصلبة (قطع الخشب مثلاً) ، ثم تحولت إلى علامات مفردة ترسم على السطوح اللينة (كتلة من الطين مثلاً) .

وحيثما ظهرت الحاجة إلى الاحتفاظ بدلالة ما تعنيه الأعداد المدونة في السجلات السابقة لجأ الإنسان إلى وضع " رمز " يدل على العدد وصورة أو رمز آخر يدل على المعدود ، ثم امتدت الرموز بعد ذلك لتدل على الأفعال بالإضافة إلى الأشياء . وهكذا كانت الكتابة العددية سابقة على الكتابة اللغوية التي لم تظهر إلا حينما حلت الرموز محل الكلمات المنطوقة وأصبحت أما أن تدل على المعنى فقط ، كما في اللغة الصينية ، أو على مزيج من جزء من الصوت المنطوق مع جزء من المعنى كما في اللغة العسمارية لأهل بلاد ما بين النهرين أو في اللغة الهيروغليفية المصرية القديمة . وهكذا سبقت الرياضيات - أو على الأقل العد الحسابي - الكتابة اللغوية في الظهور . ويبدو لنا أن سعي العلم الحديث للتشبيث بلغة الكم كما لو كان عودة إلى الأصل وليس تخلياً عن طبيعة الأشياء كما يردد كثير من النقاد . بل نكاد نقول أن استخدام لغة الكيف - في بعض مراحل تطور العلوم - إنما هو تعبير عن عجز إنسانى . وقد عبر القرآن الكريم عن هذا الأصل الكمى في وصف كل ما خلق الله بأنه " خلق بمقدار " ، يقول سبحانه وتعالى :

" وكل شيء عنده بمقدار " (الرعد : ٨)

" إنا كل شيء خلقناه بقدر " (القمر : ٤٩)

وإذا أردنا أن نتتبع بإيجاز تطور النظام العددي ، أو على نحو أدق تطور النظم العددية نجدنا أمام تاريخ طريف . لقد كان الاستخدام الماهر للعلامات (الخطوط مثلاً) لتعبر عن الأشياء ، كرموز بسيطة ، على النحو الذى أوضحناه فيما سبق ، يعنى أنه أمكن للمرة الأولى إجراء العملية الأولية الأساسية وهي الجمع ، والتي تعد في التحليل

العلمي الحديث أساس القدرة العددية (فؤاد البهي السيد ، ١٩٥٩) ، كما تعد في فلسفة العلم الحديثة أساس علم الرياضيات كله . لقد كان الغرض الأولي لعملية الجمع محض تجميع مجموعة من الأشياء المتناظرة مقابل مجموعة أخرى كنوع من التصنيف . وقد لجأ الإنسان القديم في ذلك مباشرة - كما يلجأ أي طفل مبتدئ في تعلم الحساب اليوم - إلى أصابع يديه العشرة في كل من العد والجمع . ويبدو من تاريخ الحضارة أن المصريين هم أول من استخدم هذه الطريقة ، فقد جاء في أحد النصوص التي عثر عليها في أحد الأهرامات أن روح شيطان قد تحدث فرعوناً مصرياً أن يستطيع عد أصابعه ليجتاز الامتحان بنجاح . وكان ذلك أصل النظام العشري كله ، وفي ذلك يذكر ديورانت (١٩٧١) أن المصريين كادوا " أن يملوا إلى الطريقة العشرية في الأعداد ، وإن لم يعرفوا المفر أو يملوا قط إلى فكرة التعبير عن جميع الأعداد لعشرة أرقام " (ج ٢ : ١٢٠) . ومن الطريف أن نشير إلى أنه إذا كان أصل النظام العشري عند المصريين فإن أصل النظام الاثنى عشري عند البابليين ، وهو النظام الذي اعتمد على التقسيم الستينى للعد والحساب ، فالدائرة قسمت عندهم إلى ٣٦٠ درجة ، والدرجة إلى ٦٠ دقيقة ، والدقيقة إلى ٦٠ ثانية ، وهو نفس تقسيم الزمن . وقد أمكن أيضاً للمصريين أن يستخدموا القطع الحجرية في العد وفي الجمع الأكثر تعقيداً . ويذكر برنال (١٩٨٢) أنه استعير في الصين عن الأحجار بحبات كان يصف كل عشر منها على سلك على هيئة آلة حاسبة بسيطة من نوع " المعداد " .

ومن انجازات الحضارة المصرية القديمة في ميدان الرياضيات اكتشاف الكسور الاعتيادية وجداول الضرب وعمليات القسمة ناهيك عن التقدم العظيم في اختراع علم الهندسة كما سنبين فيما بعد .

وبهذا كله توافرت لمصر منذ فجر الحضارة امكانات التفكير الكمى الصحيح . لقد ابتكر المصريون القدماء العمليات الرياضية الأربع واستخدموها بمهارة فائقة واتقان بديع . ولعل هذه البدايات الموفقة هي التي أعانت الفكر الانسانى على أن يحقق بعد ذلك تلك العلة الراضعة بين العلم

والعدد واستخدام لغة الكم كلغة للعلم .

وهكذا كانت العلوم الرياضية على درجة عظيمة من التقدم منذ بداية التاريخ المدون للحضارة المصرية . وكانت البداية استخدام الأعداد الطبيعية . والنظام الطبيعي للأعداد يشمل جميع الأعداد الصحيحة الموجبة . ومن الواضح أنه ابتكر - كما بينا - لمقابلة الحاجة إلى عد الأشياء المنفصلة . ولهذا الغرض يحتاج المرء فقط إلى الأعداد الصحيحة الموجبة . وسرعان ما اكتشف الإنسان أنه مع هذا النظام يمكن استخدام عمليات الجمع والضرب ، كما بينا . وكل منهما يؤدي إلى عدد يتميز بأنه صحيح وموجب . وبعبارة أخرى كانت نتيجة عملية الجمع والضرب تعد داخل النظام الطبيعي .

أما عملية الطرح فكانت محدودة الاستخدام داخل هذا النظام . ويمكن أن تنجح في ذلك إلا في بعض الحالات التي كانت صعبة الحل حينئذ وأهمها :

- (١) طرح العدد من نفسه للحصول على المفسر الذي لم يكن معروفا بعد .
- (٢) طرح العدد من عدد أصغر منه للحصول على كمية سالبة وهي لم تكن معروفة أيضا بعد .

فلمثل هذه الحالات لم تكن توجد أعداد داخل النظام الطبيعي، وتتطلب هذا النقص توسيع نطاق النظام ليشمل المفسر والأعداد السالبة، وهما مفهومان جديداان هاماان سيكون لظهورهما فيما بعد أثر بالغ في تطور النظام العددي .

أما عملية القسمة فكانت أكثر تعقيدا ، وقد ظهرت الحاجة إليها عند التعامل مع كميات قابلة للتوزيع بأنصبة متساوية . ويؤكد تاريخ العلم أن المصريين - كما بينا - توصلوا إلى المنطق الأساسي للقسمة .

لقد اكتشفوا أن القسمة تعمل بنجاح وسهولة طالما أن العدديين المستخدمين يتضمنان نسبة بسيطة ، أى يكون أحدهما مضاعفا كاملا للآخر . إلا أنه لشمول الحالات الأخرى تم اختراع الكسور، وهو اختراع رياضى مصرى عظيم آخر . صحيح أن بسط الكسر الاعتيادى كان رقسم ١ دائما ، وكانوا إذا أرادوا كتابة $\frac{3}{4}$ مثلا كتبوها $\frac{1}{4} + \frac{1}{4} + \frac{1}{4}$ ، ومن الطريف أن هذه الطريقة ظلت هي الشائعة لدى كتبة التفاتيش الزراعية فى ريف مصر الى عهد قريب فى التعبير عما يسمى صورة الغدان .

ويذكر مؤرخو الحضارة أن من أهم ماورثه الغرب من الحضارة العربية الإسلامية الأعداد " العربية " والنظام العشرى ، وقد أشرنا الى أن أصل النظام العشرى هو الحضارة المصرية القديمة . إلا أنه تطور تطورا كبيرا فى الحضارة الهندية ويعود الفضل الى محمد بن موسى الخوارزمى - أعظم عالم رياضى فى الحضارة الإسلامية - الى نقله الى اللغة العربية كما نقل أيضا الى العربية الأعداد الهندية التى ترسم على النحو 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9 . ويذكر برنال (١٩٨٢) أن هذا الاختراع كان له أثره فى علم الحساب مثل ماكان للحروف الهجائية من أثر على الكتابة ، فقد كان الحساب قبل اختراع الأعداد سرا غامضا لايفهمه إلا الراسخون فى هذا العلم ، إذا استثنينا مايمكن إجراؤه من عمليات عد بأصابع اليدين أو بالمعداد البدائى . أما بعد الأعداد فقد أصبح علم الحساب أمرا فى متناول الجميع . ومن المهم أن نشير هنا الى أن العرب لم يسلبوا الهند حقها فى نسبة هذه الأعداد اليها ، فكانوا يشيرون اليها بالأعداد الهندية ، ويبدو أن تسميتها بالأعداد العربية من صنع الغرب حين نقل اليه فى عصر النهضة التراث العلمى للعرب والمسلمين .

ولعل أعظم اسهام قدمته الحضارة العربية الإسلامية الى العلم الرياضى كان اختراع الصفر . وعلى الرغم من أن بعض مؤرخى العلم يحاولون أن ينزعوا عن العرب ابداعاتهم العلمية ويرون أن العرب استعاروا الصفر أيضا من الهند فإن أقدم وثيقة عربية استخدمت الصفر

- كما يقول بول ديورانت - يعود تاريخها الى عام ٨٧٢ م ، أى قبل أول ظهور له فى الهند بثلاثة أعوام . لقد وضع الخوارزمى النظام الذى أصبح ينسب الى اسمه فى جميع اللغات الحديثة Algorithm (وأسميناه نحن العرب اللوغاريتمات بينما الأصح أن يسمى الخوارزمية والذى تأسس عليه علم حساب المثلثات) وهو طريقة حسابية تقوم على النظام العشرى . وقد اقترح أنه اذا لم يظهر فى العمليات الحسابية رقم فى مكان العشرات وجب أن توضع دائرة صغيرة لمساواة الصفر ، وسميت هذه الدائرة (صفر) أى خالية ومنها اشتقت الكلمة الانجليزية Cipher ، وحوار العلماء اللاتين لفظ (صفر) Sifr الى Zephyrm ثم اختصره الطليان الى Zero .

وهناك اسهام عظيم آخر قدمته الحضارة العربية الاسلامية فى هذا الميدان هو تقدم علم الجبر . صحيح أن هذا العلم له أصوله عند الهنود واليونان عندما اهتموا بطرق التعامل مع الكميات المجهولة . ولعل أهم اسهامات الهنود خاصة فى هذا الصدد ابتكار العلاقة الجذرية وغيرها من الرموز الجبرية . كما ابتكر علماء الرياضه الهنود فكرة الكمية السالبة* التى كان يستحيل الجبر بدونها ، وصاغوا القواعد التى يمكن بها ايجاد التباديل والتوافيق ، وحسبوا الجذر التربيعى للعدد ٢ . الا أن الخوارزمى هو الذى صاغ النسق الأساسى لعلم الجبر، وهو الذى خلق عليه هذا الاسم من لفظ عربى معناه (ملائمة التركيب) وانتقل المصطلح بمورته العربية الى جميع اللغات الأوروبية الحديثة من عنوان كتابه (الجبر والمقابلة) ، كما انتقل مصطلح الصفر. وقد أدخل فيبوناتشى وليوناردا أوبيزا عام ١٢٠٢م علم الجبر العربى والأرقام الهندية (التى أطلقا عليها الأرقام العربية) الى أوروبا فى العصور الوسطى . الا أن الرياضيات لم تحقق تقدما يذكر بعد ذلك حتى عصر النهضة الأوروبية .

* يرى ديورانت أن أول من أشار الى الكميات السالبة هو العالم الرياضى الصينى جانج تسانج المتوفى عام ١٥٢ ق م .

والنظام العددي الذي يشمل الأعداد الصحيحة الموجبة والسالبة والكسور يسمى النظام العقلي (الجذري) Rational ، وفي هذا النظام نجد أن أي عدد يمكن التعبير عنه في صورة نسبة بين عددين كاملين في النظام . وفيه يمكن استخدام العمليات الأربع الأساسية، عدا القسمة على الصفر . ويوفر لنا النظام العقلي كل ما نحتاجه تقريبا لجميع أنواع القياس في جميع فروع العلم الانساني .

الا أن معالجة البيانات المترية Metric يتطلب غالبا بعض العمليات الرياضية التي تكون غير ممكنة في النظام العقلي . ومن ذلك مثلا أن الجذر التربيعي أو التكعيبي لكثير من الأعداد لا يمكن التعبير عنه في صورة أعداد عقلية . فالجذر التربيعي للعدد (٢) يتعدى حدود النظام العددي العقلي . ومن هنا اخترع مفهوم الأعداد الصماء Irrational لشمول مثل هذه الحالات . ولأغراض عملية فإن الجذر التربيعي أو التكعيبي لأي عدد يمكن تقريبه بالوصول الى أقرب عدد يمكن أن يوجد في النظام العقلي . والتقريب يفيد بالطبع في كثير من ممارساتنا للعمليات العددية في الاحصاء النفس والتربوي والاجتماعي .

ولا يقتصر نسق الرياضيات على الرموز وحدها (كما هو الحال في الحساب والجبر) وانما يمتد الى الأشكال أيضا . ويؤكد بعض مؤرخي العلم أن " الهندسة " ظهرت لمواجهة بعض الضرورات العملية . ويذكر برنال (١٩٨٢) أن من هذه الضرورات ابتكار قوالب الطوب التي تستخدم في البناء . وقد أدى استخدامها الى نشأة فكرة " الزاوية القائمة " والخط المستقيم وقد كان في أول الأمر على شكل خيط مشدود من نسيج . الا أن الأدلة الأحدث تؤكد أن فكرة الزاوية القائمة والخط المستقيم عرفت قبل البناء والنسيج . وقد وجدت أشكال البلازنونات (وهي أشكال قائمة الزوايا تشبه لوحة الشطرنج غير المنتظمة) على رسوم جدران الكهوف التي ترجع الى العصر الحجري القديم . الا أن من المؤكد - كما يقول ول ديورانت (١٩٧١، ج٢ : ١١٩) أن الأقدمين كلهم تقريباً مجمعون على أن الهندسة من صنع الحضارة المصرية وشواهد ذلك تصميم الأهرام

وحساب فيضان النيل وتقدير مساحة الأرض التي تطلبت جميعاً دقة فـى القياس . والقياس هو منشأ علم الهندسة ، ودليل ذلك أن لفظـة Geometry مشتقة من كلمتين معناهما " قياس الأرض " . وأدى ظهور الهندسة فى مصر القديمة الى تطور حساب مساحة الأشكال وحجم الأجسام . وشمل ذلك حساب المساحة والمربع والدائرة وحجم المكعب والاسطوانة والكرة . وقد أحرزت الرياضيات فى مصر القديمة نجاحاً هائلاً بانجازها أيضاً حساب حجم الشكل الهرمى ، ثم ظهرت بعد ذلك الحاجة الى حساب أحجام الأشكال المدببة والمائلة . وتقدير النسبة التقريبية (أى النسبة بين محيط الدائرة وقطرها) بمقدار ٣١٦ . ويعلق ديورانت (١٩٧١ ، ج ٢ : ١٢٠) على ذلك بقوله " ما أعظم فخرنا اذا استطعنا فى أربعة آلاف عام أن نتقدم فى حساب هذه النسبة التقريبية من ٣١٦ الى ٣١٦٤١٦ " .

وقد انتقلت رياضيات مصر القديمة الى الفيلسوف اليونانى فيثاغورس . فقد عرف المصريون بالفعل نظريته الشهيرة عن المثلثات القائمة الزاوية من خلال خبرتهم العملية . كما وضع البابليون جداول طويلة من المثلثات الفيثاغورية . ومع ذلك فقد كان لفيثاغورس أثره البالغ فى أحداث الرابطة بين الرياضيات والعلم والفلسفة ، وهى الرابطة التى لم تنفصم بعد ذلك أبداً .

ومن الاكتشافات الهامة التى جاءت بها المدرسة الفيثاغورية ، ربما بعد موت مؤسسها ، مفهوم النسبة والتناسب . وعندهم أنه اذا أمكن التعبير عن كل قياس برقم ، فان التناسب بين القياسين المختلفين يجب أن يعبر عنه فى صورة نسبة كاملة بين رقمين . الا أنه سرعان ما اكتشف أن هناك أرقاماً غير متناسبة . وكان هذا الاكتشاف مدعاة عنيفة للمدرسة الفيثاغورية وساهم فى انهيارها . وكان على علم الرياضيات فيما بعد أن يمتد بمفهوم العدد ليشمل الأعداد غير المتناسبة .

وعلى الرغم من عبقرية أقطاب اليونان الثلاثة : سقراط وأفلاطون

وأرسطو ، إلا أن أسهامهم في ميدان الرياضيات كان ضئيلاً . بل أنه لم يظهر تقدم في هذا العلم إلا في العصر الهلينستي مع ظهور العالم العظيم أرشميدس الذي طور طرق أدوكسوس في حساب قيمة النسبية التقريبية (ط) وطبقها في خمسة مجالات هامة هي : تربيع الدائرة ، وحساب مساحة وحجم الكرة والاسطوانة وهي الأكثر تعقيداً من الدائرة . وكانت هذه الجهود بدايات حساب التفاضل الذي أحدث ثورة هائلة في كل من الرياضيات والفيزياء على يد نيوتن . وكان الأهم من ذلك والأكثر ابتداءً ما أنجزه أبولونيوس (٢٠ ق م) من دراسة القطاعات المخروطية : القطع الناقص والقطع المكافئ والقطع الزائد التي كان اكتشفها ميناشموس (٣٥٠ ق م) من قبل .

ويعود الفضل إلى اقليدس (٣٠٠ ق م) في الربط بين الرياضيات والاستدلال من البديهيات والمسلمات على هيئة المنطق الأرسطي الصوري الأساس ، وبناء هذا العلم بصورته التي صار إليها كعلم صوري شكلي ، ولا يزال عليها حتى الآن .

التناول الكمي للعلم :

لقد أنجب عصر النهضة كوكبة من العلماء والفلاسفة والأدباء والمفكرين ، كان منهم أعظم الرياضيين بعد اقليدس ألا وهو العالم البريطاني اسحق نيوتن الذي حقق حلم اقليدس القديم في التناول الكمي للعلم . وكان علم الفيزياء هو الأيسر تناولاً على هذا النحو . وكانت أداة نيوتن في تحويل الأسس الفيزيائية إلى نتائج كمية يمكن قياسها وإثباتها بالملاحظة أو العكس هو استعمال التفاضل والتكامل المتناهي في الصفر ، أو كما سماها هو طريقة التدفق Fluxions . ويعتبر إنجاز هذه قمة العمل الرياضي الذي تمتد أصوله ابتداءً من يودوكسوس وأرشميدس في العصر الهلينستي إلى فرمات وديكارت في القرن السابع عشر . وقد صاغ ليبنتز هذه الطريقة بالصورة التي نعرفها حتى الآن في علم التفاضل والتكامل ، على نحو جعل بعض مؤرخي العلم يرجعون

اكتشاف هذه الطريقة اليه بدلا من نيوتن . الا أن الحقيقة أن نيوتن هو الذي أحدث أعظم تطور في علم التفاضل والتكامل على نحو جعله يصبح الطريقة الرياضية لحل وفهم المتغيرات ، ويعد كتابه العظيم (الفلسفة الطبيعية لمبادئ الرياضيات) *De Philosophiae Naturalis Principia Mathematica* الذي صدر عام ١٦٨٧ ذا أثر بالغ في تطور كل من العلوم الطبيعية والرياضية على حد سواء .

كانت ثورة نيوتن إحدى الأسس التي قام عليها العلم الحديث . فمنذ القرن السابع عشر أصبح من خصائص العلم ما يسميه برنـسـال (١٩٨٢: ٢٦ : ١٢٧) وحدة الإدراك الناتجة عن الفكرة الرائدة وطريقة العمل الرياضية المستخلصة من رياضيات الاغريق والعرب المسلمين والهنود والصينيين . وكان تغيير طبيعة العلم الذي ظهرت في ذلك القرن ترجع في جوهرها الى تركيز التفكير في الرياضيات وحدها حتى أن المشكلات التي لم يستطع حلها رياضيا تركت دون حل . ليس هذا فقط بل حدث أن عولجت بعض الموضوعات التي لا يمكن تناولها رياضيا بحلول رياضية فجأة . ومن ذلك محاولة أحد تلاميذ هارفي شرح عمل غدد الجسم البشري بالقوة الدافعة النسبية لجزئياتها والتي تتوقف على مدى انغراج زوايا خروج افرازاتها منها . وفي العلوم الانسانية حاول سبينوزا (١٦٣٢ - ١٦٧٧) فيلسوف القرن السابع عشر الشهير أن يترجم القواعد الأخلاقية الى أسس رياضية . وبالطبع لم يؤد اصرار علماء القرن السابع عشر على استعمال الرياضيات وحدها في حل مشكلاتهم الى النجاح المطلق في جميع المجالات في ذلك الوقت . لقد أحرزوا نجاحا هائلا في مجالات الفيزياء والميكانيكا والفلك ، ولكنهم لم يحرزوا تقدما يذكر في مجالات الكيمياء والأحياء وبالطبع العلوم الاجتماعية والانسانية .

ولم تظهر الكيمياء الأساسية والكمية الا في القرن الثامن عشر على يد لافوازييه ، وبعده أحرزت أعظم انجازاتها في القرن التاسع عشر لأنها ارتبطت ارتباطا وثيقا بالثورة الصناعية التي ظهرت في ذلك

الوقت . أما البيولوجيا الكمية فلم تظهر بشكل واضح الا على يد فرنسيس جالتون مؤسس هذا العلم الذي تطور كثيرا بعد اعادة اكتشاف قوانين مندل في الوراثة في مطلع القرن العشرين والذي شهد تطورات هائلة طوال القرن العشرين زودت الباحثين بنماذج وراثية يمكن فحص البيانات في ضوئها وأدت بدورها الى ظهور علم الوراثة الانساني Human Genetics والذي يستخدم الطرق الاحصائية في تحليل أوجه التشابه والاختلاف بين الأفراد من درجات مختلفة من القرابة (فواد أبو حطّـب ، ١٩٨٤) . ويعود الفضل الى كارل بيرسون (١٨٥٧ - ١٩٣٦) مؤسس علم الاحصاء الحديث الى بناء ما أسماه " البيولوجيا الاحصائية " وتطبيقاتها الزراعية في مجال انتاجية المحاصيل . وقد أدى ذلك الى نشوء عمليات القياس النفس والاجتماعي التي حاولت أن تزن الاتجاهات والأفكار والدكاء واستقطبت مناهج رياضية على درجة عالية من الكفاءة والدقة كشفت بوضوح عما يمكن أن نعرفه أو لانعرفه من سلاسل محددة من الحقائق التي تبلغ مبلغا كبيرا من عدم الانتظام وعدم اليقين من صحتها .

وكانت الثورة الثالثة في الفيزياء النظرية والرياضيات - بعد ثورتى اقليدس ونيوتن - تلك التي قادها البرت اينشتين (١٨٧٩-١٩٥٥) الذي أنجز " أعظم تقدم في تاريخ الفكر البشري بمدور كتابه " النظرية العامة للنسبية " عام ١٩١٥ . وتلاحقت بعد ذلك الابتكارات المذهلة وخاصة النظرية الجديدة للكم ، مبدأ اللايقين ، وصاحب ذلك كله اكتشافات مذهلة أيضا في الفيزياء لعل أعظمها اكتشاف " الاكترون " الذي لعب دورا هاما في الثورة التكنولوجية المعاصرة ، وأهمها ظهور الحاسبات الالكترونية .

وبالطبع لم تكن العلوم الاجتماعية والانسانية التي ظهر معظمها في القرن التاسع عشر غائبة عن هذا الاستخدام للمنهج الكمي في موضوعاتها . فقد ظهر فيها اتجاه منذ البداية نحو احلال القياس والكم محل الصيغ اللفظية والتعميمات الكيفية . وقد لقي هذا الاتجاه

دفعة هائلة خاصة بعد الحرب العالمية الثانية . لقد هيات هذه الحرب فرصا لتطبيق العلوم الاجتماعية والانسانية . ويذكر برنسال (١٩٨٢) أن علماء النفس وعلماء الاجتماع - مثلا - الذين كانوا حتى ذلك الوقت منهمكين في بحوثهم الأكاديمية وجدوا أنفسهم فجأة مدعوين للمساهمة في مجالات الحياة العملية وقدمت لهم الامكانيات الهائلة لأجراء مثل هذه البحوث ذات الطابع التطبيقي . كما وجدوا أنفسهم يعملون جنباً الى جنب مع علماء الفيزياء والكيمياء والبيولوجيا وغيرهم في العمليات العسكرية وفي الانتاج الصناعي ، وكان الاشتراك في العمل مفيداً لكلا الطرفين . فالعلماء الفيزيقيون اكتشفوا قدراً من الحساسية الاجتماعية والشعور بالمسؤولية ازاء مجتمعاتهم عند اجراء البحوث العلمية ، كما أدرك العلماء الاجتماعيون والسلوكيون بدورهم أهمية التجريب والتحليل الكمي لمتغيراتهم وهما العنصر والعتاد عند أصحاب العلوم الطبيعية والبيولوجية وكان الاحصاء محل القلب من ذلك كله .

طبيعة النظام العددي :

الأعداد هي جوهر لغة الكم . وحيث أن نسق الأعداد يعد جزءاً هاماً من البناء العام للرياضيات ، فإن خصائص النظام العددي بالطبع تعد من خصائص الرياضيات عامة . ومن الطريف أن نذكر أن الذين حددوا طبيعة الرياضيات هم الفلاسفة ، وأشهرهم في العصر الحديث برتراند رسل الذي اعتبر الرياضيات لغة منطقية رفيعة ، ان لم تكن فرعاً من علم المنطق .

وتتميز الرياضيات - ومنها النظام العددي - بالخصائص الآتية :

- (١) تبدأ الرياضيات بمجموعة من المسلمات Postulates . والمسلمة هي قضية يفترض أنها صحيحة دون حاجة الى برهان من أي نوع . كما أن المسلمة تتضمن افتراضاً Assumption عن وجود

* يجب التمييز بين الافتراض Assumption والفرض Hypothesis فأولهما يتضمن التسليم بصحته ولا يحتاج الى برهان أو تحقيق أو اختبار . أما الفرض فهو في جوهره يحتاج الى اختبار حتى يمكن قبوله على أنه صحيح أو رفضه لأنه خاطئ . ونحن نحبذ استخدام لفظ فرض وليس "فرضية" كما شاع في بعض الكتابات في السنوات الأخيرة .

علاقة ما بين الأشياء .

- (٢) نسق المسلمات يجب أن يتسم بالاتساق الداخلى . فلا يجسب أن تتضاد مسلمتان فيه ، كما لا يجب أن تتكرر المسلمات داخل النسق الواحد وتتداخل فيه ولو حدث هذا التكرار فإنه لا يؤدي إلى بطلان النسق وإنما يجعله غير اقتصادى * .
- (٣) يعتمد نسق الرياضيات على الاستنباط المنطقى ، وليس الاستقراء التجريبى (كالعلوم الطبيعية) . فإذا كان الاستدلال وثيق الصلة بالمنطق أو متسقا مع المسلمات فإن النظريات ^{***} Theorems (وهى العبارات المستنبطة) تصبح صحيحة بسبب التسليم بصحة المسلمات .
- (٤) صدق الاستنتاجات فى النظام الرياضى ليس صدقا تجريبيا وإنما هو صدق منطقى .
- (٥) لاتتضمن المسلمات أو النظريات الرياضية أى اشارة لعالم الملاحظة . وفكرة فيثاغورس القديمة أن العالم يتألف من أعداد ليست صحيحة لأن الرياضيات من اختراع الانسان وليست اكتشافا لعالم الطبيعة ، كما ليس صحيحا القول مثلا أن المنحنى الاعتدالى لجاوس هو منحنى فيزيائى أو منحنى بيولوجى أو منحنى سيكولوجى . انه ليس أحدها . وإنما هو منحنى رياضى يستخدم فى وصف الظواهر البيولوجية أو السيكلوجية . انه بعبارة أخرى نموذج رياضى ملائم ومفيد فى هذا الوصف .
- والسؤال الآن هو : اذا كانت الظواهر النفسية والبيولوجية والفيزيائية لاتخضع للقوانين الرياضية ، فكيف تستخدم النماذج الرياضية فى وصف هذه الظواهر ؟ أى بعبارة أخرى كيف تستخدم الأعداد لتدل على الأشياء أو الأشخاص ؟ كيف نقيس ما لا يوجد فى صورة عدد ؟ .

* قانون الاقتصاد فى الجهد فى المنهج العلمى .

*** نحن نميز بين النظرية Theory والنظرية Theorem .

وللإجابة على ذلك نقول : ان بنية الظواهر الطبيعية والبيولوجية والنفسية والاجتماعية قد تتسم بخصائص يمكن أن تتوازي مع النماذج الرياضية بحيث يمكن القول بأنه يوجد ما يسمى التشاكل Isomorphism أو التكافؤ Equivalence بين الميدان الرياضى وهذه الميادين. وفى بعض الأحيان قد يكون هذا التكافؤ تاماً أو أقرب اليه ، وفى البعض الآخر قد يكون تقريبياً الى حد كبير .

وعندما نطبق النموذج الرياضى على أى جانب من جوانب الظواهر التى تتناولها العلوم التجريبية والامبريقية (العلوم الطبيعية والكيميائية والبيولوجية والنفسية والاجتماعية) ، فان هذا التطبيق يجب اختباره تجريبياً . فمثلاً لو طبقنا منحنى التوزيع الاعتدالى على وصف ظاهرة نفسية معينة كالذكاء فيجب التأكد من حسن المطابقة بين التوزيع التجريبى والتوزيع الاعتدالى الرياضى النموذجى بالطرق الاحصائية الملائمة التى سيتناولها هذا الكتاب . فإذا اقترب النموذجان وحملنا على مقدار كبير من حسن المطابقة بينهما ، نقبل النموذج الرياضى ونعتبره يملح للتطبيق على هذه البيانات . أما إذا لم يتوافر محك حسن المطابقة فاننا نرفض هذا النموذج الرياضى لأنه يعد غير مفيد فى وصف البيانات .

الفصل الثاني

القياس في العلوم الانسانية والاجتماعية

القياس Measurement نشاط انساني آخر يكاد يعود أيضا الى فجر الحضارة البشرية - شأنه في ذلك شأن لغة الكم التي تناولناها في الفصل السابق . فمع اتساع نطاق العمليات الجارية في أسواق المدينة القديمة ومعابدها وتضخم مقادير المواد والخدمات التي تطلبها أدى ذلك الى ظهور التفكير الكمي الذي كان علامة على بداية العلم الرياضي . وقد أدت الحاجة الى تقدير هذه المقادير الى ظهور " المقاييس " المختلفة . ولجأ الانسان في سبيل ذلك - ومنذ أقدم العصور - الى البحث عن " الوحدات " الملائمة للظاهرة موضوع القياس . ومن ذلك مثلا استخدام أعضاء الجسم الانساني ، كالشبر والفرس والاصبع والذراع والقدم ، في قياس الأطوال وهي جميعا وحدات من نفس الظاهرة (أي الطول) . وفي قياس الحجم لجأ الى نفس المنطق أي استخدام وحدة " القطعة " من نفس المادة المقيسة كسلة من الغلال أو كتلة من الخشب أو رأس من الماشية . وبالطبع كان يكفي ذلك لعدم " وحدات " الأشياء الشائعة في حياة القرية ، والتي يسهل ادراكها في صورة وحدات . الا أن التحول الى حياة المدينة - كما يرى برنغال (١٩٨٢) أظهر أهمية بعض " المعادن الثمينة " والتي لا يملح لقياسها منطق وحدة " القطعة " ، ومن هنا نشأت الحاجة الى قياس الوزن للمقارنة بين كميات هذه المعادن في ضوء أثقالها ، وحينئذ ظهر الميزان كأداة للقياس والذي كانت له آثار بالغة الأهمية بالنسبة لتقدم العلم .

ومن الظواهر التي شغلت الانسان أيضا منذ أقدم العصور ظاهرة الزمن . ويعود الفضل الى الحضارة البابلية في اختراع الساعة الماشية والمزولة كمقاييس للزمن ، وتقسيم السنة الى أشهر، والشهر الى أسابيع ، والأسبوع الى أيام ، واليوم الى ساعات ، والساعة الى

دقائق ، والدقيقة الى ثوان اعتمادا على النظام الستيني الذى نشأت منه النظم الاثنتا عشرية فى العد ، كما بينا فى الفصل السابق .

وسرعان ما امتد معنى الانسان فى القياس الى معظم ما يحيط به ، ونشأت مع هذا السعى مقاييس لمعظم الظواهر الفيزيائية ، وتطورت المقاييس التى ابتكرها أو لجأ اليها فى مراحل سابقة من تطوُّر الحضارة الانسانية . ثم امتد هذا الدأب الانسانى المشروع الى الظواهر الانسانية والاجتماعية والسلوكية . وتجاوز محض الاستفادة والاستخدام فى الحياة اليومية من جانب الانسان الى العلم . فاندماج القياس فى العلم الى الحد الذى جعل عددا من العلماء والفلاسفة المرموقين يدركون تاريخ العلم كله على أنه يدور حول القياس . ومن هؤلاء عالم الفيزياء البريطانى اللورد كالفن - الذى عاش فى العصر الفيكتوري . فقد ذهب الى حد اعتبار أن " أى معرفة لاتخضع للقياس ولايعبر عنها بلفظة العدد تعد هزيلة وغير مقنعة " . وهو قول أشبه بما عبر عنه الكاتب الانجليزى جون أربوشنوت قبل ذلك بقرنين من الزمان . كما يقترب كثيرا مما ذكره أعلام آخرون من أمثال عمانويل كانت وليوننتاردو دافنشى وروجر بيكون وفرنسيس بيكون وغيرهم . وقد تحول ذلك كله الى العبارة التى أصبحت أقرب الى أن تكون شعارا للعلم الحديث وهى " أن كل ما يوجد يوجد بمقدار ، وأن كل ما يوجد بمقدار يمكن أن يقاس " ، وهى عبارة تحمل بالطبع درجة عالية من الثقة فى الكم كلفة للعلم ، وفى القياس كوسيلة الأساسية .

الا أن العلماء فى القرن العشرين سرعان ما أصبحوا أكثر حساسية لحقيقة هامة هى أنه حتى فى العلوم التى تعتمد اعتمادا كاملا على القياس - كالعلوم الفيزيائية - فإن محض الكم وحده لا يكفي . فلتحقيق أغراض العلم لابد للمقاييس ذاتها أن تكون موضوعا للمقارنة . وقابلية المقاييس للمقارنة تتطلب بدورها ادراكا لمدى دقتها ، وتوافر طريقة ما لتقدير درجة عدم اليقين فيها ، وتحديد مدى هذه الدرجة ، والتعبير عن المسافة التى تقع فيها ، والوصول الى استنتاجات حول ذلك ، وهذا

كله هو ما يدور حوله علم الاحصاء الحديث . ومع ذلك يظل السعي الدائب لاستخدام لغة الكم في العلم المشروع التاريخي الدائم للعلماء .

تعريف القياس :

يعرف نبالى (في: فؤاد أبو حطب ، ١٩٨٤) القياس في العلم عامة بأنه "قواعد استخدام الأعداد بحيث تشير الى الأشياء بطريقة تدل على كميات من خاصية " . ومعنى ذلك أن القياس يعتمد في جوهره على استخدام الأعداد ، الا أنه في صورته المحكمة يتضمن فكرة الكم والتي تعنى مقدار ما يوجد من صفة أو خاصية معينة وتشير كلمة " قواعد " التي وردت في هذا التعريف الى أن اجراءات استخدام الأعداد يجب أن تصاغ صياغة صريحة وأن يعبر عنها تعبيراً واضحاً يقبل النقل والفهم والاتصال . وبالمطبع فإن هذه القواعد قد تكون في بعض الأحيان على درجة من الوضوح الشديد بحيث لا تتطلب صياغة تفصيلية كما هو الحال في استخدام المتر في قياس الطول ، أو الكيلو جرام في قياس الوزن . الا أن هذه الأمثلة هي الاستثناء في ميدان القياس وليست القاعدة في العلم ، فعند قياس مقادير العناصر المختلفة التي تتكون منها المركبات الكيميائية يتطلب الأمر في أغلب الأحوال اجراءات معقدة ليست واضحة بذاتها كما هو الحال في استخدام المتر أو الكيلو جرام . ومن المؤكد أن قواعد قياس كثير من الخصائص النفسية والتربوية والاجتماعية ليست واضحة بذاتها أيضاً ، كما هو الحال في قياس الذكاء أو كفاءة المعلم أو المستوى الاقتصادي - الاجتماعي مثلاً .

أما كلمة " خاصية " التي وردت في التعريف آنف الذكر فتدل على أن القياس يهتم دائماً بصفة معينة من صفات الأشياء في العلوم الطبيعية أو الأشخاص في العلوم الانسانية وعلى وجه التحديد نستطيع القول أننا لانقيس الأشياء وإنما نقيس خصائصها كالطول والوزن ، وبالمثل فإننا لانقيس الطفل مثلاً وإنما نقيس ذكاءه . ولهذا التمييز أهميته لسببين : أحدهما أن القياس يتطلب عملية تجريد . فالخاصية تدل على علاقة بين

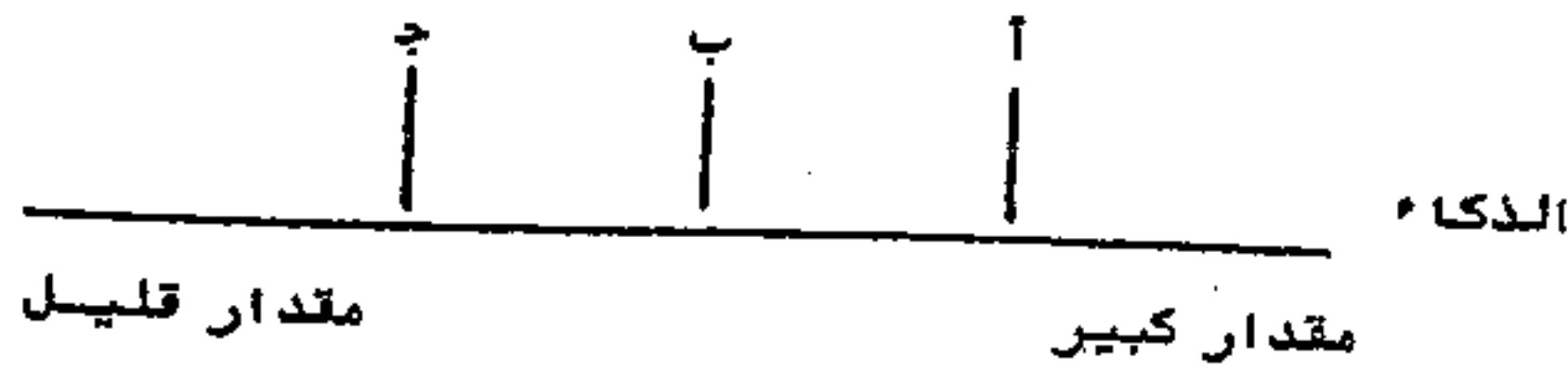
الأشياء أو الأشخاص في بعد معين : كالوزن أو الذكاء ولا تختلط بالجوانب (أو الأبعاد) الأخرى للأشياء أو الأشخاص. وهذه المسألة رغم وضوحها للمقارئ المتخصص إلا أنها لا تبدو كذلك لغير المتخصصين ، فكثيرا مانجد خلطا بين خاصية معينة للأشياء وكل الخصائص التي يمكن ملاحظتها فيها ، والفشل في تجريد خاصية معينة يجعل مفاهيم القياس صعبة الفهم ، ومن ذلك مثلا يصعب على كثير من الناس أن يفهم أن الجانح والسوى يمكن أن يتوافر فهما نفس المستوى من الذكاء (كما يقاس باختبارات الذكاء) .

والسبب الثاني للتأكيد على أن القياس يتناول خاصية معينة هو أن ذلك يجبرنا على ضرورة دراسة طبيعة الخاصية قبل محاولة قياسها لأن من المحتمل أن تستعصى الخاصية على القياس . فليس من الضروري أن جميع العبارات التي نستخدمها في وصف الناس تعنى بالفعل أنها خصائص قابلة للقياس . ويوجد احتمال آخر أن المقياس قد يتناول خليطا من الخصائص لا خاصية واحدة . وهذا مانجده كثيرا فيما يسمى استخبارات " التوافق " أو قوائم مشكلات الشباب والتي تتضمن مفردات ترتبط بعدد من الخصائص المنفصلة . ورغم أن هذه المقاييس المختلطة لها ما يبررها من الوجهة العملية والتطبيقية إلا أنها لا تتضمن إلا قليلا بمنطق القياس في العلم .

وأخيرا اشتمل تعريف نزاللي السابق للقياس على عبارة أن "الأعداد تستخدم لتدل على كميات " من الصفة أو الخامة وليس مجرد الاكتفاء بالإشارة إلى الأشياء أو الأشخاص . صحيح أن محض الإشارة إلى الأشياء أو الأشخاص قد يتضمن مستوى بسيطا من القياس في العلم إلا أن القياس بمعناه الأكثر تطورا لابد أن يتضمن معنى الكم . وفكرة الكم تعنى مقدار ما يوجد في الشيء من الخاصية ، وتستخدم الأعداد لتدل على هذا المقدار . والواقع أن مفهوم التكميم Quantification يتداخل مع مفهوم القياس إلى حد أن المصطلحين يستخدمان في كثير من الأحيان كترادفين .

أنواع الخصائص أو السمات :

ولكى نوضح مفهوم القياس في علم النفس مثلاً يمكن أن نمثل السمة بخط مستقيم ثم تحدد المواضع الفردية فيها بنقط على هذا الخط كما هو موضح في الشكل رقم (١) الذي يوضح سمة " الذكاء " ومواقع الأشخاص أ ، ب ، ج فيها .



شكل (١) : التمثيل الهندسي لسمة (الذكاء) ومواقع الأشخاص أ ، ب ، ج (نقط على خط مستقيم)

والسمات المقيسة على النحو السابق يمكن أن تسمى السمات ذات القطب الواحد ، ويقصد بها تلك السمات أو الخصائص التي تمتد من الصفر الى أكبر مقدار منها ، كما يوضحها الشكل رقم (٢) .

أكبر مقدار من ص ————— صفر ص

شكل رقم (٢) سمة ذات قطب واحد

ومن الأمثلة على هذا النوع السمات الفيزيائية والمورفولوجية (الخاصة ببناء الجسم كالطول والوزن) والفسولوجية (الخاصة بوظائف الأعضاء كضغط الدم ومعدل الأيض) ، كما تشمل على سبيل المثال أيضا في المجال النفسي قياس السمات المعرفية ، وفي المجال التربوي قياس التحصيل ، وفي المجال الاجتماعي قياس المستوى الاقتصادي كما يتحدد بمقدار الدخل السنوي .

ورغم أهمية هذا التصور الكمي للسمات إلا أنه ليس شائعا. فمن المعتاد أن يصف الناس بعضهم بعضا في ضوء سمات كيفية لاقمية ، كما يتمثل ذلك في التقارير القصصية أو الملاحظات للسلوك . كما قد يوصف الناس في ضوء " وجود " السمة أو " عدمها " . ومعنى ذلك أنه لا يتوافر تدرج أو توسط في مقدار السمة ، وهذا أقرب الى مفهوم " النمط " . وبالطبع يوجد بالفعل عدد من السمات السيكلوجية والتربوية والاجتماعية لا تتوافر فيها خاصية القابلية للتناول الكمي أو القياس ومن ذلك " وجود المخاوف المرضية أو " عدم وجودها " ، أو " حدوث " الاستجابة الشرطية أو " عدم حدوثها " أو الزواج أو عدمه .

إلا أن جيلفورد يشير الى وجود نوع ثالث من السمات يسمى " السمات ذات القطبين " Bipolar وهي السمات التي تمتد من قطب معين الى قطب المفاد مارة بنقطة الصفر ويوضحها الشكل رقم (٣) ، ومن أمثلة ذلك في علم النفس الانبساط في مقابل الانطواء ، وفي العلوم الاجتماعية التصنيفات الثنائية الشهيرة مثل اليسار واليمين ، أو التحرر والمحافظة .

+ س صفر - س

شكل (٣) سمة ذات قطبين

ومع هذا فإن هذا النوع من السمات لا يخرق قواعد القياس ، سواء كانت في ذلك من النوع الكيفي البحث ، أو من النوع الثنائي القطب ، فالتطور الراهن في علم القياس النفسي وفي علم الاحصاء يسمح بتحليل البيانات الكيفية ، كما يسمح باعتبار الملاحظات التي تقبل التحويل الى لغة " العدد " بأي درجة على أنها نوع من المقاييس ومن ذلك العنونة والترتيب والمسافات والنسب .

ويبدو أن عددا كبيرا من السمات الوجدانية والاجتماعية من النوع ذى القطبين . فكثيرا ما يتحدث علماء النفس عن الانبساط في مقابل الانطواء ، والانشراح في مقابل الاكتئاب ، والسيطرة في مقابل الخضوع . وفي هذا النوع من السمات يكون موضع نقطة القطر حيث تتوازن الصفتان المتضادتان ، أى حيث يوصف الفرد بأنه لا تسود فيه احدى الصفتين أو الأخرى . وتعد الميول بوجه عام من نوع السمات ذات القطبين حيث تمتد بين قطبي الحب والكراهية لموضوعات الميول .

ومن الممكن بالطبع ألا يكون قطب " الكراهية " الشديدة على نفس الدرجة من الشدة التي يكون عليها قطب " الحب " الشديد . وهذا يعنى أن نقطة الصفر ليست في المنتصف تماما ، وإنما هو أقرب إلى القطب الموجب أو السالب . وتمنف الاتجاهات الاجتماعية بنفس الطريقة ، فنحن نقبل أو نوافق على قضية خلافية (أو منظمة أو ممارسة اجتماعية) أو نعارضها ونرفضها .

ويشير جيلفورد الى أن التمييز بين هذين النوعين من السمات في ضوء مفهوم الصفر له أهميته المنطقية . إلا أن قيمته الاجرائية - العملية ضئيلة بالنسبة للخصائص النفسية والتربوية والاجتماعية . فمن النادر أن يتوافر لنا تحديد نقطة " صفر حقيقى " في المقياس ، وعادة ما نستخدم نقطة التوسط في مقياس السمة كنقطة مرجعية ، وبالتالي كنوع من الصفر الاعتبارى الذى تتوازن من حوله الاختلافات الموجبة والسالبة . إلا أن نقطة الصفر الاحصائية هذه يندر أن تتطابق مع نقطة صفر سيكولوجية . ويمدق هذا على وجه الخصوص في حالة السمة ذات القطب الواحد ، أما في حالة السمة ذات القطبين فإن هذه النقطة قد تتحيز الى القطب الموجب أو القطب السالب بالنسبة للصفر السيكولوجى .

والتمييز بين السمات أحادية القطب وثنائية له أهميته التجريبية حين نحاول تحديد الصفات المتضادة بالفعل . وفي مثل هذه الأحوال نلجأ في العادة الى انتقاء صفتين نعتبرهما متضادين . ثم نسعى الى

تحديد مدى صحة ذلك بالطرق التجريبية . فمثلا نحن نفترض في المعادة أن صفة السيطرة هي نقيض مباشر لصفة الخضوع ، ومع ذلك قد نجد أن بعض الفروض عن السيطرة أنها " الجرأة الاجتماعية " وفي هذه الحالة لا يكون الخضوع هو النقيض ، وإنما ما يمكن أن نسميه " الاستثناس الاجتماعى " وهو مصطلح لا يتضمن بالضرورة المعنى " الاستسلامى " الذى توحى به كلمة " خضوع " . بل ثبت أن بعض الصفات مثل المسايرة وعدم المسايرة ليست نقائص مباشرة . فقد أثبتت بعض الدراسات أن الحاجة الى مسايرة المعايير الثقافية سمة أحادية القطب ، وأن المؤشرات التى تدل على عدم المسايرة تشير الى سمة أخرى أحادية القطب أيضا هي الحاجة الى الحرية أو الدافع الى الاستقلال .

طرق القياس :

مفهوم " السمة " مفهوم كمى فى كثير من الحالات كما أشرنا . ومعنى ذلك أن السمات فى معظمها يمكن أن تخضع للقياس بحيث تصبح الفروق أو الاختلافات فروقا فى " الدرجة " وليس فى " النوع " .

والواقع أن البحث عن طرق جيدة للقياس يمثل المشكلة العظمى فى العلوم الانسانية . ورغم هذه الحاجة الشديدة لم يظهر الا القليل من طرق القياس فى بداية القرن الحالى . وقد يعود تأخر ظهور القياس فى هذه العلوم بمقارنته بالقياس فى العلوم الطبيعية أو البيولوجية الى بعض التصورات الخاطئة عن موضوع العلوم الانسانية . وقد قال الفيلسوف كانط ذات مرة أنه ليس من الممكن إقامة علم النفس لأن بياناته الأساسية لا يمكن ملاحظتها . وبالطبع يتفق علماء النفس مع كانط حول طبيعة البيانات السيكلوجية ، فهم أدركوا أن الناس بأن قليلا من هذه الظواهر يمكن ملاحظته مباشرة وقياسه ، الا أنهم لا يتفقون معه فى أن ما يمكن أن يقاس هو ما يخضع للملاحظة المباشرة فحسب .

ان ما يقبل الملاحظة المباشرة والقياس فى العلوم السلوكية هو

الأداء Performance . وتستخدم آساليب الأداء كمؤشرات على كثير من السمات ، وبالفعل فإن للأداء خصائص الفيزيائية والملموسية التي تتفق مع مطالب البحث العلمي والقياس . إلا أنه توجد ظواهر أخرى تسمى الظواهر " السيكولوجية " أو " العقلية " لاتخضع للدراسة العلمية المباشرة . وقد ظهر طوال تاريخ التفكير الفلسفي مسائل لتصنيف الظواهر النفسية الى ماهو " فيزيائي " وماهو " عقلي " ، وهو التصنيف الذي يشار اليه " بالثنائية السيكونفزيائية " أي الاعتقاد بوجود عمليات عقلية وفيزيائية (جسمية) منفصلة . وبسبب هذا الموقف بذل كثير من الباحثين والمفكرين معظم جهودهم في البحث عن " روابط " بين العقلي والفيزيائي أو بين المادي والمعنوي .

وقد استطاع فلاسفة العلم المحدثون التغلب على هذه المشكلة التي تبدو مظهرها شديدة التعقد باستخدام مجموعة من القواعد البسيطة والتي تتلخص في أن الفرض الجوهرى للبحث العلمى هو اختبار فروض (والوصول الى تجريدات أو تعميمات) عن عالم الوقائع المادية ، أى تلك الوقائع التي يمكن ادراكها حسيًا (بالبصر أو السمع أو اللمس أو غيرها) عن طريق الخبرة المشتركة . أما الظاهرة التي ندرسها فيمكن أن تكون هي ذاتها غير قابلة للادراك الحسى أو الملاحظة المباشرة مثل المغناطيسية والنشاط الذرى وانتقال الحرارة والذكاء . إلا أن معرفتنا بمثل هذه الظواهر تتطلب توافر الوقائع التي يفك ملاحظتها أو المؤشرات الخاصة بهذه الظواهر مثل تغيير اتجاه ابرة البوصلة أو نشاط عداد جايجر أو قراءة الترمومتر أو الدرجة في اختبار أو ملاحظة يتم تسجيلها لأداء الأفراد على مهمة داخل معمل علم النفس من نوع زمن الرجوع .

وقبل أن نقبل الفرض أو نرفضه على أساس الصواب أو الخطأ يجب أن يتوافر لدينا برهان على ذلك من شواهد وأدلة عالم الواقـع ومؤشرات التي يمكن ملاحظتها ملاحظة موضوعية مباشرة ، أى بحيث تكون هذه الشواهد والأدلة والمؤشرات من النوع الذي يمكن أن يلاحظه ملاحظون

آخرون ، ولذلك لابد أن تكون طرق جمع هذه الأدلة والحصول عليها واضحة ومريحة بحيث يمكن للباحثين الآخرين أن يقوموا مستقلين بعضهم عن بعض بجمع شواهد تدعم الفرض أو تدحضه .

ومعنى ذلك أن الخصائص التي تخضع للقياس في العلم قد لا تقاس مباشرة بوحدة مقيارية منها . بل نكاد نقول - في إطار فلسفة العلم الحديثة - أنه لا توجد خاصية ينطبق عليها هذا الوصف إلا الطول . أما غير ذلك من الخصائص الفيزيائية والبيولوجية والسيكولوجية والاجتماعية فقياسها غير مباشر . اننا نقيس الحرارة بقياس متري، وكذلك الوزن ، كما أن معظم هذه الخصائص من نوع التكوينات الفرضية التي لا تلاحظ هي في ذاتها مباشرة ، أي أنها لا تخضع للإدراك الحسي المباشر . وكثير من المفاهيم الكبرى في العلم من هذا القبيل . فالمغناطيسية والنشاط الذري وانتقال الحرارة والذكاء من أنواع التكوينات الفرضية أو التجريدات المعرفية . وبالطبع تحتسب دراستنا لهذه الظواهر وقياسها توافر قدر من الوقائع التي يمكن ملاحظتها أو المؤشرات الخاصة بها . وإذا كان علماء الفيزياء يعتمدون في دراستهم لظواهر المغناطيسية والكهرباء والحرارة على مؤشرات مثل تغيير اتجاه ابرة البوصلة أو نشاط عداد جايجر أو قراءة الترمومتر . فان الباحثين في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية في دراساتهم وقياسهم لتكويناتهم الفرضية كالذكاء وكفاءة التدريس والاتجاه نحو العمل اليدوي وغيرها يعتمدون على مؤشرات على هذه المفاهيم تنتمي الى عالم الواقع ويمكن ملاحظتها ملاحظة موضوعية مباشرة . وتختلف المؤشرات التي يستخدمها الباحثون في العلوم النفسية والاجتماعية والتربوية حسب طبيعة كل تخصص منها . ففي علم النفس مثلا تسمى المؤشرات على الخصائص أو المفاهيم فيه أساليب الأداء ومنها يستنتج الباحثون هذه المفاهيم النفسية التي تعد من نوع التكوينات الفرضية أو التجريدات المعرفية التي لا تلاحظ مباشرة . وتصنف أساليب الأداء في علم النفس الى فئات ثلاث هي :
(أ) الأداء اللغوي كما يتمثل في النطق والتحدث والتلفظ شفاهيا أو كتابة وقد يمتد الى وسائل الاتصال غير اللفظي كالإيماءات

والاشارات وغيرها .

(ب) الاداء الحركى كما يتمثل فى نشاط أعضاء الحركة مباشرة كاستخدام الجسم أو الأيدي أو الأصابع أو الأقدام .

(ج) الاداء الفسيولوجى كما يتمثل فى نشاط الأجهزة الجسمية المختلفة كالنشاط الهورمونى للغدد المماء أو نشاط القلب أو نشاط المخ . وتختلف المؤشرات المستخدمة فى العلوم الانسانية والاجتماعية الأخرى بالطبع عن تلك التى يستخدمها علماء النفس . ففى العلوم الاجتماعية والتربوية يركز الباحثون على جوانب معينة فى الحياة الاجتماعية ثم يختارون المؤشرات التى تدل عليها ومن ذلك مثلاً الدخل السنوى أو كدبة الطاقة المستهلكة أو عدد الأسرة فى المستشفيات أو عدد الفصول فى المدارس وكثافة هذه الفصول أو عدد الأجهزة الحديثة التى يستخدمها الأفراد وغيرها .

ويستخدم الباحثون فى العلوم الانسانية عدداً من الطرق فى قياس الخواص والتكوينات الفرضية توضح لنا كلها أو بعضها أو أحدها مقدار المفهوم فى ضوء مؤشرات ، وأهم هذه الطرق ما يأتى :

(١) تكرار أو احتمال حدوث مؤشر الخاصية : يمكن القول أن عدد الاستجابات "الصحيحة" فى اختبار موضوعي للتحصيل مثال لما نسميه تكرار حدوث مؤشر السمة ، لأن كل مفردة من مفردات الاختبار هى "فرصة" للدلالة على ما إذا كانت استجابة المفحوص تدفعه الى الطرف الأعلى من المقياس أو تهبط به الى طرفه الأدنى أو تضعه فى المستوى المتوسط .

وكذلك إذا أجاب المفحوص اجابة صحيحة على ٦٠ سؤالاً من ١٠٠ سؤال فإن قياس السمة بدلالة تكرار حدوث مؤشرها يمكن أن يتحول فى هذه الحالة الى احتمال فى صورة نسبة فنقول ان احتمال حدوث مؤشر السمة فى هذه الحالة هو ٦٠٪ أو فى صورة نسبة مئوية ٦٠٪ .

فاذا كان العمل الذى يؤديه المفحوص يتألف من وحدات (أسئلة) كثيرة متساوية فى المعوية أو السهولة فيمكن أن تقاس السمة بعدد

الاستجابات الصحيحة (سواء كانت في صورة تكرار أو احتمال) التي يؤكد بها المفحوص في وقت محدد ، وفي هذا نحن نقيس السرعة ، وقد تقاس السعة بعدد الاستجابات الخاطئة التي تصدر عن المفحوص في وقت محدد وفي هذا يصبح الباحث مهتما بقياس الدقة .

(٢) شدة أوحدة حدوث مؤشر الخاصية : وتتمثل طريقة الشدة أو الحدة في اختبارات القدرات العقلية مثلا في مستويات معوية المفردات التي يستطيع المفحوص الاجابة عليها ، وتتمثل في النشاط العضلي بمقدار الطاقة أو الجهد المبذول كما يقاس بسعة الاستجابة أو قوتها ، وفي بعض مؤثر النشاط الأخرى فإن المكونات الفسيولوجية مثل ضغط الدم أو معدل النبض أو قابلية الجلد للتوصيل للتيار الكهربائي أو التوتر العضلي تشير الى شدة الانفعال . وتدل درجة القبول أو الرفض للقضايا الخلفية على شدة الاتجاهات .

وتستخدم هذه الطريقة في قياس الذكاء مثلا حين يكون على الباحث المبالغة في تأكيد القوة . ويمكن أن تستخدم كمؤشر للخاصية حين يحمل الفاحص على مقياس يتألف من أسئلة مرتبة حسب المعوية . ويصبح السؤال في هذه الحالة ما هو الحد الذي يصل اليه المفحوص ولا يتعداه ؟ ويمكن اعطاء مثال واضح من ميدان الألعاب الرياضية وخاصة في تفسر الحواجز حيث يرفع الحاجز تدريجيا حتى يصل اللاعب الى الحد الذي لا يستطيع اجتيازه ، ويمكن الحصول بهذه الطريقة على مقياس للأداء . ويصدق هذا على اختبار رافن للذكاء الذي يتألف من مصفوفات متتابعة متدرجة في المعوية وتتطلب هذه الطريقة جهدا كبيرا في تحديد المستويات . وقسود تعطى للأسئلة درجات حدة متناسبة مع معويتها بالنسبة للمفحوصين . وتصبح درجة المفحوص هي مجموع هذه الدرجات الموزونة للأسئلة التي يجيب عليها اجابة صحيحة أو خاطئة (حسب نظام وزن الدرجات) وقد يعطى للمفحوص درجة رتبة لأعجب أو أسهل سؤال أجاب عليه .

(٣) مدى حدوث مؤشر الخاصية : وهذه الطريقة ليست واضحة أو

شائعة الاستخدام كالتريقتين السابقتين وتتطلب في جوهرها تحديد عينة متنوعة من الأسئلة يتألف منها المقياس. ويستخدم في قياس السمة درجة التنوع في الأسئلة التي يجب عليها المفحوص.

مستويات القياس:

أشرنا الى أن القياس في العلم يستخدم لغة الكم ، أو ——— تراوح بين الأعداد والخصائص أو السمات التي نستخدمها في وصف الأشياء أو الأشخاص . فبدلاً من وصف الطفل بأنه قارئ جيد أو سيء ، نستخدم مقياساً للقراءة — من نوع الاختبارات التي سنتناولها بالتفصيل فيما بعد — ونحصل منه على درجة (عدد أو مقدار) تحمل هذه المعلومات بدرجة أكبر من الدقة ، وعلى نحو يساعدنا على تطبيق الطرق الرياضية المختلفة . ويرى بعض النقاد أننا نفقد " الخصوبة " و " التعقد " في الكلمات التي تتألف منها لغة الوصف الكيفي حين تتحول الى لغة الوصف الكمي " البسيطة " و " الباردة " ، والواقع أن لغة الكم لا تقل خصوبة وتنوعاً عن لغة الكيف ، كما سنبين طوال هذا الكتاب ، ومع ذلك فإن فقدان بعض هذه الخصائص قد لا يكون ثمناً فادحاً للدقة — في العلم بشرط أن تتم " المقايضة " على أساس صحيحة ، وأن يكون الباحث على درجة من الوعي بما يفعل حتى يستخدم الطرق الكمية استخداماً سليماً وحتى لا يكون محض آلة بشرية تطبق طرق التحليل الكمي تطبيقاً أعمى — وهو حال كثير من الباحثين في الوقت الحاضر — والا فليسان الوصف الكيفي يكون عندئذ أصح وأجدي . ولعلنا نلتزم دائماً بالقول الأقرب الى الحكمة في العلم بأن " لقياس أفضل من قياس سيء " وأن " الوصف الكيفي قد يكون أكثر فائدة للعلم من وصف كمبي رديء " . والسؤال هو كيف يكون القياس جيداً ويكون الوصف الكمي مفيداً للعلم ؟ ان الاجابة على هذا السؤال هي موضوع هذا الكتاب كله .

واذا عدنا الى المقاييس فإننا نقول منذ البداية أن المقاييس في العلم ليست من فئة واحدة ، لقد قام العلماء بتحديد أنواع القياس المختلفة ودرجة ملائمة العمليات الحسابية المعروفة لكل من

هذه الأنواع . ولهذا الموضوع أهميته القمري لأننا ان لم نتناوله ببعض التعمق قد يُفترض أن جميع العمليات الكمية من جمع وطرح وضرب وقسمة يمكن أن تستخدم مع جميع نظم القياس . بل قد يستنتج البعض أن القياس يصبح مستحيلا ما لم نستخدم جميع العمليات الكمية . ولـو أخذنا ميدان القياس العقلي في علم النفس منذ بدايته لوجدنا ونينا مبكرا بيذه المسألة . فعلى سبيل المثال نجد أنه منذ ظهور الاختبارات المبكرة للذكاء أشار العلماء أنه لا بد من القول بأن الطفل الذي نسبة ذكائه ٧٥ يكون نشاطه العقلي نصف طفل آخر نسبة ذكائه ١٥٠ ، فالأطفال يختلفون دون شك كثيرا في استجاباتهم للمواقف التي تتطلب الذكاء والتي تعد مؤشرات عليه ، إلا أنه لا يوجد في سلوكهم ما يبرر التعبير عن هذه الفروق في صورة معامل مقداره ٢ أو كسر مقداره $\frac{1}{2}$ أو نسبة مقدارها ٥٠ أو تناسب مقداره ٢ : ١ .

وحيثما تنبه علماء النفس الى هذه الخاصية التي تتوافر في الأعداد التي يستخدمونها تحققوا من أنه توجد مقاييس مشابهة خارج علم النفس . فالحرارة مثلا تقاس في العادة بمقاييس مئوية (أو فارنهایتية) فإذا انخفضت الحرارة من ٣٠ درجة مئوية أثناء النهار الى ١٥ درجة مئوية أثناء الليل لانستنتج من ذلك أن الجو أصبح في منتصف الليل نصف دفئة أثناء الظهيرة ، وذلك لأن الصفر في مقاييس الحرارة صفر اعتباطي ولا يعنى " عدم وجود حرارة على الإطلاق " ، كما أن درجات الحرارة فوق الصفر لا يمكن تناولها بنفس الطريقة التي نتناول بها درجات الطول أو الوزن . ومن الواضح أن مقاييس الذكاء أقرب الى مقاييس الحرارة منها الى مقاييس الأطوال .

والواقع أن أفضل تصنيف لأنواع القياس المختلفة أو مستوياته وبخاصة في ميدان علم النفس ذلك اقترحه ستيفنس وفيه يقسم الطرق المختلفة لاستخدام الأعداد الى أربعة أنواع هي المقاييس الاسمية ومقاييس الرتبة والمسافة والنسبة لكل منها قواعده وحدوده وضوابطه ، ولكل منها الاجراءات الإحصائية الملائمة له . وقد طور كومبس هذا

التصنيف وحدد العلاقات التي تربط بين المستويات المختلفة وأضاف فئات جديدة سوف نعرضها فيما بعد .

ويمكن القول بصفة عامة أن خصائص الأعداد التي لها أهمية كبيرة في القياس بصفة عامة هي ثلاثة خصائص: الذاتية ، والترتيب ، والاضافة . وتشمل خاصية الذاتية علاقة التساوي ويتضمن ذلك أن كل عدد يتميز عن الأعداد الأخرى فهو فريد في ذاته . أما الاضافة فيقدم بها عملية الجمع . ويتضمن مفهوم الجمع جميع العمليات الأربع الأساسية كما بينا في الفصل الأول لأن الطرح والضرب والقسمة ليست جميعا الا حالات خاصة من الجمع . فاذا أمكن تطبيق الجمع على الأعداد العقلية فان العمليات الثلاث الأخرى يمكن تطبيقها أيضا على نفس الأعداد . فالطرح هو جمع عددين أحدهما عدد سالب ، والضرب عملية جمع تتابعى لنفس العدد . والقسمة - على عكس ذلك - هي عملية طرح تتابعى ، والتي هي تبعا لما قلناه عن الطرح هي عملية جمع تتابعى لأعداد بعضها سالب . ومعنى ذلك أن خاصية الاضافة تشمل جميع العمليات العددية الأساسية .

أما خاصية الترتيب فتشير في جوهرها الى علاقة " أكبر من " و " أصغر من " وأكثر وأقل وهكذا . والواقع أن خاصيتي الترتيب والاضافة لا بد من توافرها معا أو توافر أحدهما على الأقل فليس الظواهر التي نقيسها والا فان استخدام الأعداد لن يكون مفيدا الا بقدر ضئيل . انه حينئذ لايتجاوز مستوى الإشارة الى الأشخاص أو الأشياء دون الدلالة على مقدار أو كم .

ولاتحتاج الظواهر أن تتوافر فيها جميع خصائص العدد ، ومنها الاضافة ، حتى يمكن الوصول الى مقاييس مفيدة . فلى كثير من الأحيان تكفى خاصية الترتيب، بل أن هناك نوع من المقاييس لاتتوافر فيه جميع هذه الخصائص ويسمى المقاييس الاسمية ماعدا خاصية الذاتية حيث

تستخدم الأعداد كعناوين تدل على أفراد أو فئات . إلا أنه في جميع الحالات التي لا تتوافر فيها خاصية الإضافة فإن الأعداد التي نستخدمها تكون محدودة المعنى ولا يمكن تطبيق جميع العمليات الحسابية والعديدية عليها . وكما سئرى فإن المقاييس - وخاصة تلك التي نستخدمها - في العلوم الإنسانية - تتوافر فيها درجات مختلفة من الدقة تبعاً لحدي صلاحيتها لاستخدام جميع هذه العمليات العددية أو بعضها . وإدراكنا لهذه الحقيقة يجعلنا لانحصر المقاييس النفسية والتربوية والاجتماعية بأنواعها ومستوياتها المختلفة أكثر مما تطيق . ونعرض فيما يلي مستويات القياس كما اقترحها ستيفنس وطورها كومبس .

(١) المقاييس الاسمية :

تستخدم المقاييس الاسمية nominal حين تستخدم الأعداد لتشير إلى الأشخاص أو الأشياء أو إلى فئات تنتمي إليها هذه الأشياء أو هؤلاء الأشخاص كأفراد . ولا يتضمن استخدام الأعداد في هذه الحالة أى معنى كمى . وسواء استخدمت الأعداد للإشارة إلى الحالات الفردية أو إلى فئاتها فإنها تدل على " عناوين " لها وتحل محل " أسماءها " الأصلية .

وحيث نستخدم الأعداد في هذا النوع من المقاييس كعناوين عددية تحل محل الأسماء الحقيقية للأشياء والأشخاص ، فإنها تدل فقط على الاختلافات بين الحالات الفردية وليس على الترتيب أو التدرج . ومن أمثلة هذا الاستخدام للأعداد ما يقوم به الأخصائى الجيولوجى حين يختار عدداً من عينات الصخور ويعطيها الأرقام ١ ، ٢ ، ٣ ، الخ . ومن هذه الاستخدامات أيضاً تلك الأرقام التي تخصص لكل لاعب من فريق كرة القدم ، أو أرقام جلسوس التلاميذ في الامتحانات ، وكذلك أرقام التليفونات والسيارات والمنازل والمسجونين . إن الأعداد في جميع هذه الحالات لا تدل على " مقدار " من صفة أو خاصية كما ورد في التعريف الأساسى للقياس ، وإنما تدل فقط على الاختلافات بين الحالات الفردية .

وفي جميع الحالات تستخدم الأعداد كعناوين تشير الى تسمية الحالات الفردية .

ويرتبط بمعنى الأعداد كعناوين استخدامها أيضا للإشارة الى مجموعات أو فئات من الأشخاص أو الأشياء . فقد نصنف مجموعة من الأشخاص الى ذكور وإناث ، وقد يستخدم في التصنيف هاتان الكلمتان أو بدائلهما مثل الحرفين (ذ) للذكور و (ث) للإناث أو (أ) للذكور و (ب) للإناث أو أي " عنوان " آخر نجده ملائما يحل محل الفئة الأصلية . ولا يوجد بالطبع ما يمنع من اعطاء هاتين الفئتين رموزا عددية كأن نستخدم العدد (١) ليدل على الإناث والعدد (٢) ليدل على الذكور أو العكس . ويمكن أن نستخدم الأعداد في أي تصنيف آخر للأسوياء والمفطرين أو حسب المهن أو الديانة أو الحالة الاجتماعية... الخ .

والفرق الوحيد بين استخدام الأعداد في التسمية واستخدامها في التصنيف هي أننا في حالة التصنيف يتم تجميع أكثر من وحدة بعضها مع بعض في ضوء خاصية مشتركة أو أكثر مع اتخاذ قرارات حول الخصائص المشتركة داخل الفئات والخصائص المختلفة بينها . ولذلك فإن الوحدات التي تعطى نفس الرمز العددي لابد أن تتشابه فيما هو مشترك فيها . وحتى يكون التصنيف مفيدا لابد أن تكون الفئات متجانسة قدر الامكان اذا قورنت بالفروق بين هذه الفئات بعضها وبعض ، بالإضافة الى تجانسها بالنسبة لمتغيرات أخرى . وكما هو الحال بالنسبة لاستخدام الأعداد في التسمية فإن الأعداد التي تستخدم لتدعى على فئات في نظام معين للتصنيف ليس لها أي مضمون كمي ، كما لا يتضمن هذا الاستخدام بحال من الأحوال أي مطلب من التحليل الرياضي . وفي كلتا الحالتين فإن العملية الحسابية التي يمكن تطبيقها على المقاييس الاسمية هي عملية العد أو التعداد للحالات سواء كأفراد أو داخل الفئات ، أما الأعداد المستخدمة ذاتها فلا يمكن أن تطبق عليها عمليات الجمع أو الطرح أو الضرب أو القسمة أو غيرها من العمليات الرياضية . أي أن الأعداد كما قلنا ليست إلا عناوين على أفراد أو

فئات ولا تتجاوز وظيفتها حدود التسمية سواء للفرد أو الفئة ، ولا يبرر استخدام الأعداد في هذه الحالة أى تطبيق للعمليات الحسابية عليها ، فمن العبث مثلا جمع أرقام جلوس الطلاب ، أو أرقام لوحات السيارات .

وعلى الرغم من ذلك فإن التصنيف عملية جوهرية لأى علم من العلوم . ولعلنا هنا نشير الى أن جميع المستويات الأخرى من القياس ، مهما بلغت درجة دقتها ، تتضمن عملية التصنيف على نحو أو آخر . ولعلنا هذا يبرر لنا اعتبار هذه العملية المستوى الأدنى للقياس بمعناها الواسع . ويتطلب ذلك توافر شرطين فى الفئات : أولهما الشمول حيث تشمل الفئة جميع الحالات الفردية المحتملة ، وثانيهما عدم التداخل (أو يسمى فى المنطق بالتخارج المتبادل mutually exclusive) حيث لا يجوز لحالة ما أن تضمها فئتان فى نفس النظام التصنيفى .

والافتراض الرئيس الذى تقوم عليه المقاييس الاسمية هو افتراض التكافؤ ، ويقصد به أن الحالات الفردية فى نفس الفئة لا يمكن أن تختلف فى خاصية التصنيف ، وأن الحالات الفردية فى الفئات المختلفة لا يمكن أن تتشابه فى هذه الخاصية أيضا . ويرى كومبس أن هذا النوع من المقاييس تحكمه علاقة التساوى ، وهذا يعنى أن أى زوج من الأشياء يجب أن ينتمى بوضوح الى نفس الفئة أو لا ينتمى اليها . وعادة ما يحكم علاقة التساوى هذه مبدأ القناظر بمعنى أنه إذا كانت $a = b$ ، $b = c$ ، $a = c$. ومبدأ التعدى بمعنى أنه إذا كانت $a = b$ ، $b = c$ ، $a = c$. وإذا وضعنا المبدأين معا فإن ذلك يعنى ببساطة أنه لو كان a يوجد فى نفس الفئة التى بها b ، فإن b يكون بالطبع فى نفس الفئة التى فيها a ، وإذا كان a ، b فى نفس الفئة ، وكان b ، c فى نفس الفئة أيضا فلا بد أن يكون a ، c فى نفس الفئة كذلك . وبالنسبة تلعب العوامل الثقافية دورا هاما فى تحديد مثل هذه الفئات الاسمية وابتكار فئات جديدة . وفى جميع الحالات فإن المقاييس الاسمية هى أعداد بدون كم .

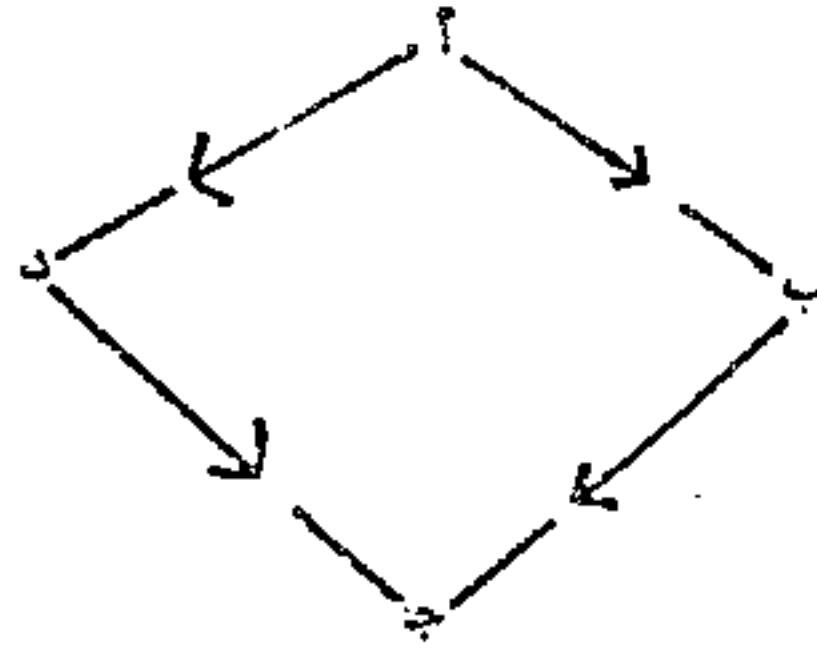
(٢) مقاييس الترتيب الجزئى :

يرى كومبس أنه في الفئة الواحدة من فئات المقاييس الاسمية قد نجد ما هو أكثر من مجرد أن الوحدات التي تتألف منها الفئة متساوية فيما بينها ومختلفة عن الوحدات التي تتألف منها فئة أخرى . فقد توجد بعض العلاقات بين بعض وحدات الفئات المختلفة ، ومن هذه العلاقات أن وحدات احدى الفئات قد تكون أكبر (أو أصغر) من وحدات فئة أخرى . فإذا كان لدينا عدد من الفئات المتكافئة وكانت هذه العلاقات موجودة بين كل فئتين منهما فإننا نحمل على مقياس الترتيب الجزئى *parially ordinal* .

ولكى نوضح ذلك لنفرض أننا نريد قياس ما يسمى المستوى الاقتصادي - الاجتماعى ، ولنفرض أيضا على سبيل التبسيط أن هذه الخاصية تتألف من مكونين هما مستوى الدخل والمستوى التعليمى ، فإننا في هذه الحالة إذا وجدنا أن الفرد (أ) أعلى دخلا من الفرد (ب) ، وأنه في نفس الوقت أرقى منه في المستوى التعليمى يمكننا أن نقول أن (أ < ب) في المستوى الاقتصادي والاجتماعى ، وكذلك إذا كان (ب) أعلى في مكونى الخاصية من فرد ثالث هو (ج) فإن (ب) لا يصبح وحده فقط أعلى من (ج) في المستوى الاقتصادي - الاجتماعى ولكن (أ) يصبح أيضا أعلى من (ج) فيه أى (أ < ج) . ومن هذا يتضح أن العلاقة هنا متعددة مثلث النوع الأول من المقاييس ولكنها ليست منتظمة لأننا في المثال السابق نقول أنه إذا كان (أ) أكبر من (ب) فإن (ب) لا يكون أكبر من (أ) .

لنفرض أيضا أن لدينا شخصا رابعا هو (د) مستواه في مكونى الخاصية أقل من (أ) وأعلى من (ج) . اننا في هذه الحالة نستطيع القول أن (أ < د < ج) . ولكن لنفرض في نفس الوقت أن بالرغم من أن (د) أعلى دخلا من (ب) إلا أنه أقل منه تعليما . اننا في هذه الحالة نواجه مشكلة حقيقية لأننا لانستطيع أن نحدد مباشرة ما إذا كان (ب < د) أو (د < ب) بالنسبة للمستوى الاقتصادي والاجتماعى .

وهكذا لا يمكن المقارنة بين (ب) ، (ج) . ويتخذ مقياس المستوى الاقتصادي والاجتماعي للأفراد الأربعة (أ ، ب ، ج ، د) صورة الترتيب الجزئي كما يوضحه الشكل رقم (٤) .



شكل (٤) المستوى الاقتصادي الاجتماعي كمقياس للترتيب الجزئي

وفي هذا الشكل يدل النصف الأعلى على أن له مكانة أكبر من الشخص الأدنى، كما يدل على الشخصين ب ، د اللذين لا يوجد بينهما اتصال ، لا يمكن المقارنة بينهما أيضا

ولحل مثل هذه المشكلة يلجأ الباحثون الى أحد بديلين : أولهما التخلص من فكرة وجود مستوى اقتصادي اجتماعي عام ، واللجوء الى تناوله في صورة مكونات أو أبعاد منفصلة ، ومقياس كل مكون على حدة في أي مستوى من المستويات التالية (الترتبة أو المسافة كما سنبين فيما بعد) . وبالتبع يؤدي ذلك بنا الى الحصول على عدة مقاييس للخاصية الواحدة ، ومع ذلك يبقى السؤال البحثي الهام وهو : الى أي حد ترتبط هذه الأبعاد أو المكونات المختلفة بعضها ببعض . وبالتبع اذا وجدت علاقة كاملة بين جميع الأبعاد يصبح (أ) أعلى من (ب) فـلى جميع الأبعاد اذا كان أعلى منه في بعد واحد فقط . الا أن هذا الحل

السعيد ينذر - ان لم يستحل - الوصول اليه في الممارسة البحثية الواقعية .

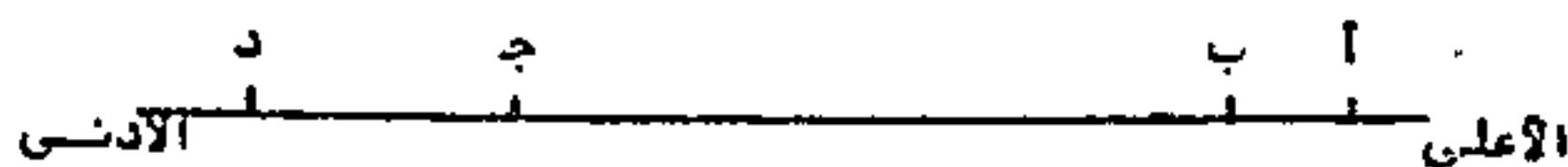
أما البديل الثاني لحل هذه المشكلة فيكون اللجوء الى الوزن النسبي لأبعاد الخاصية ، والوصول بعد ذلك الى التكافؤ بينها . ومن ذلك مثلا اذا افترضنا أن أى سنة اضافية في تعليم المرء تكافئ زيادة في دخله السنوي مقدارها ١٢ جنيهًا ، فيمكننا في هذه الحالة ترجمة "الوحدات التعليمية" الى "وحدات دخل" وبذلك نصل الى مقياس أحادي البعد . الا أن هذا الحل السعيد يصعب الوصول اليه أيضا . فكيف نحول مثلا " المنطقة السكنية " التي يقطن فيها الانسان والتي تعد أحيانا من مكونات المستوى الاقتصادي الاجتماعي الى "وحدات دخل" مثلا ؟! ومع ذلك فلو نجحنا في استخدام القيم الموزونة فان المقياس يثبت في هذه الحالة الى مستوى أعلى ، أما اذا لم ننجح فيثقل الشك يلاحظنا في جدوى " ترتيب " الأفراد في مقياسنا المستخدم .

(٣) مقاييس الترتيب :

المستوى التالي من مستويات القياس هو مايسميه ستيفنس مقاييس الرتبة ordinal . فكثيرا مايحدث أن الباحث يستطيع ترتيب وحداته أو فئاته حسبما يتوافر فيها من " مقدار " من الصفة أو الخاصية ، ومع ذلك لايزال لا يستطيع أن يحدد بدقة هذا " المقدار " . وحينئذ يلجأ الى تنظيم هذه الوحدات أو الفئات في سلسلة تمتد بين الأدنى والأعلى في الخاصية التي يقيسها . ومايفعله الباحث في هذه الحالة أنه يتخيل متصلا يمكن أن يرتب عليه الأفراد . وبالطبع يمكن ترتيب الأفراد بدقة بحيث لا يحتل شخصان نفس الموضع أو المكان في المتصل . الا أن ذلك قد لا يتحقق في معظم الحالات حيث يصعب التمييز بين بعض الأفراد الى الحد الذي يؤدي الى وضعهم في فئة واحدة من فئات الترتيب . وحينئذ يكون لدى الباحث الحق في القول بأن جميع هؤلاء الأفراد أعلى من أفراد آخرين في الخاصية المقاسة وحينئذ يظهر التمايز أو التفاضل بين الأفراد وبين الفئات .

ولكى نوضح ذلك نضرب المثال الآتى : نفرض أن مجموعة من الملاحظين قاموا بملاحظة سوء سلوك الأطفال أثناء اللعب . ان مهمتهم قد لا تتجاوز محض تصنيف السلوك الى فئات لكل منها عدد يدل عليها مثل (١) للسلوك العدوانى الصريح ، و (٢) للسلوك الخضر ، و (٣) لسلوك البكاء والشكوى ، وهكذا . وفى هذا يكون من الواضح أن المقياس من النوع الاسمى ، ولكن اذا قام هؤلاء الملاحظون بترتيب الأطفال تبعا لشدة أو ضعف السلوك فى احدى الفئات الخاصة ، ولتكن فئة السلوك العدوانى الصريح ، ان المقياس يتحول حينئذ الى مقياس من النوع الرتبى .

وفى مقياس الرتبة لانستطيع أن نحدد بدقة مدى الفرق بين أى رتبتين . فكل مايزودنا هذا المقياس من معلومات أن (أ < ب) مثلا دون معرفة سعة هذا الفرق ، كما لايمكننا أن نستنتج من مقياس الرتبة أن الفرق بين أ ، ب أكبر أو أصغر من الفرق بين ج ، د (وقد حلت هذه المشكلة فى النوع التالى من المقاييس الذى يسمى مقياس الرتبة المترية) . ولهذا فإننا فى هذا النوع من المقاييس لايمكن أن نجمع أو نطرح هذه المسافات الا فى حدود ضيقة طورتها الأساليب الاحصائية الحديثة (التى تسمى الأساليب البارامترية) . تأمل الشكل رقم (٥) .



الشكل رقم (٥) مقياس رتبة لأربعة أفراد

إننا فى هذا الشكل نستطيع أن نستنتج فقط العلاقة بين المسافات كما يلى :

$$\overline{أ د} = \overline{أ ب} + \overline{ب ج} + \overline{ج د}$$

ولكننا لانستطيع مثلا أن نقارن المسافتين أ ب ، ج د ، وبعبارة أخرى

فاننا حين نترجم العلاقات الرتبية في عيغ رياضية فاننا لانستخدم العمليات الحسابية العادية من جمع وطرح وضرب وقسمة . وكل ما نستطيع استخدامه هي عمليات من نوع (أكبر من) أو (أصغر من) اذا كانت لها فائدتها وفعاليتها .

وهكذا فان المقاييس الرتبية شأنها شأن المقاييس الاسمية تعد من الصور البدائية للقياس والفرق بين نوعي القياس أن المقاييس الاسمية تعبر عن عدد بدون كم أما مقاييس الرتبة فهي كم بدون عدد . ولهذا فان مقاييس الرتبة شأنها شأن المقاييس الاسمية أيضا لا يمكن أن تستخدم معها العمليات الحسابية المعروفة كما بينا .

وتمثل الرتب (كالأول والثاني والآخر ، وكالأعلى والأدنى ، والأثقل والمتوسط والثقل والأخف ، الخ) نوعا من الكم كما بيننا ، الا أنها لا تذل على أعداد . ومع ذلك فهذا الكم لا يدل على أى نحو على المقدار الحقيقي من الخاصية . وباختصار فانه حين يوضع شخصان مثلا في فئتين منفصلتين من مقياس للرتبة ، فلا بد أن يكون أحدهما في منزلة أعلى أو أدنى من الآخر ، ولا يمكن أن يكونا متساويين ، فإذا كان $A > B$. فانه إما أن $A < B$ أو $A > B$. وهذه الخاصية تسمى الترابط ، فإذا كان $A < B$ فانه لا يمكن أن يكون $B < A$ ، وهذه الخاصية تسمى عدم التناظر وفيها تختلف مقاييس الرتبة عن المقاييس الاسمية . بالإضافة إلى ذلك اذا كان (أ) فيه مقدار من الخاصية أكبر من (ب) أو (ب) فيه مقدار من الخاصية أكبر من (ج) فلا بد أن يكون (أ) أكبر من (ج) ، وهذه هي خاصية التعدى ، وفيها تشتت مرك مقاييس الرتبة مع المقاييس الاسمية .

وقد أشرنا الى أن مقياس الترتيب الجزئى يمكن أن يتحول الى مقياس رتبة كامل اذا أمكن مساواة عناصر الخاصية بعضها ببعض . وفي هذه الحالة نحصل على أساس إجرائى بسيط للمقارنة بين أى شخصين أو تصنيفهم في فئات متساوية . ويصبح المقياس في هذه الحالة مقياسا للرتبة مادامت عناصر السمة تخضع للتحويل البسيط بحيث يحل أحسن

العناصر أو المكونات أو الأبعاد محل : غير على أساس قاعدة أو مبدأ مفهوم (ومنه مبدأ الوزن النسبي الذي أشرنا إليه) .

(٤) مقياس الرتبة المتسرى :

من الملاحظ على أنواع المقاييس الثلاثة السابقة أن عناصر المقياس هي فئات من الأشخاص أو الأشياء ، وأن العلاقات بينها هي علاقات التساوي أو " أكبر من " ، ولا يتضمن مفهوم المسافات بين الفئات . ومعنى ذلك أننا قد نلاحظ أن (أ) أكبر من (ب) وأن (ب) أكبر من (ج) إلا أننا لانستطيع أن نحدد ما إذا كانت المسافة بين (أ) و (ب) أكبر أو أقل من المسافة بين (ب) و (ج) . ولهذا يرى كومبسن أن المقاييس السابقة جميعا تفتقد خاصية هامة في القياس عامة وهي تحديد المسافات بين فئات الأشياء أو الأشخاص .

إلا أنه بالنسبة لجميع المقاييس السابقة لو أمكننا تحديد المسافات بين الوحدات أو الفئات فإننا نحصل على مستوى أعلى من القياس ، فمثلا إذا كانت العلاقة (أكبر من) تصدق على بعض المسافات بين الأشياء المتجاورة في مقياس رتبة ، فإن هذا المقياس يصبح مقياس رتبة مرتبا جزئيا كما بينا ، أما إذا كانت هذه العلاقة تصدق على جميع المسافات يصبح المقياس مرتبا ترتيبيا كاملا ويطلق كومبسن على المقياس في هذه الحالة اسم مقياس الرتبة المتري *ordered metric* ، ويقصد به المقياس الذي يمكن أن نجد فيه العلاقات بين المسافات $\overline{A} < \overline{B} < \overline{C} < \overline{D}$ وليس محض العلاقات بين الأفراد من نوع $A < B < C < D$.

ولنتوضح ذلك ببعض الأمثلة : لنفرض أن الباحث استخدم الطريقة الشائعة في العلوم الاجتماعية في تقدير الأفراد أو الفئات وترتيبهم وهي طريقة مقياس التقدير ولنفرض أيضا أن أحد المحكمين قام بتقدير مجموعة الأفراد في خاصية " السلطة " كما تتمثل في سلوك " الرئاسة "

فانه يستطيع ذلك بسهولة في ضوء العلاقة " أكبر من " التي أشرنا اليها في حديثنا عن مقياس الرتبة المعتاد ، ويعطينا تقديرات من نوع $A < B < C < D$ ، بصرف النظر عن الطريقة التي استخدمها في التقدير والمقارنة بين هؤلاء الأفراد فيما عدا ادراكه أن (أ) يرأس (ب) وأن (ب) يرأس (ج) وهكذا. ولكن لنفرض أيضا أن هذا الباحث طلب من محكميه استخدام الطريقة الشائعة في التقدير وهي المقارنات الثنائية paired comparison وفيها يقارن المحكم بين كل زوج من الوحدات (الأفراد مثلا) والتي تتألف منها المجموعة ، اننا في هذه الحالة قد نحتل منه على أحكام مثل :

$A < B$ ، $B < C$ ولكنه قد يعطينا أيضا حكما مثل $C < A$

وبهذا لا تتوافر في القياس خاصية التعدي التي أشرنا اليها واللازمة لمقياس الرتبة المعتاد . وحينئذ يواجه الباحث بأحد خيارين : أولهما أن هذا المحكم استخدم نوعا من مقياس الرتبة الجزئي ، وثانيهما أن هذا الحكم وقع في الخطأ أو عدم الاتساق ، وحينئذ يكون عليه إما أن نفترض أن مقياسه من مستوى عال ويجازف بالوقوع في مزلق خطأ القياس أو يؤثر السلامة ويهبط بمقياسه الى مستوى أدنى من مستويات القياس .

إلا أن خاصية السلطة التي أشرنا اليها والتي تتمثل في سلوك الرئاسة يمكن تناولها على نحو آخر في صورة تراكمية ، فالأفراد في هذه الحالة يمكن ترتيبهم من الأعلى الى الأدنى في السلطة في ضوء مقدار النفوذ الذي يمارسونه في الأفراد الأدنى منهم وعدد هؤلاء الأفراد . وحينئذ يصبح الشخص الذي يمارس نفوذه على الجميع هو الأعلى في السلطة يليه من هو أقل منه قليلا وهكذا . ان المقياس في هذه الحالة يصبح أشبه باختبار في المسائل الحسابية مرتبة من الأسهل الى الأكثر صعوبة . اننا حينئذ نستطيع أن نستنتج أن المفحوص الذي يستطيع أن يحل المسألة الأكثر صعوبة يمكنه في نفس الوقت أن يحل

المسائل الأخرى الأقل منها في المعوبة . وهذه المقاييس التراكمية تعتمد على ما يسمى طريقة جتمان Guttman في بناء المقاييس ومنها مقياس السافة الاجتماعية الشهير لبوجاردوس الذي يرتب الأفراد حسب درجة العلاقة الحميمة التي يرغب الشخص في تكوينها مع الآخرين . ففي هذا المقياس نستنتج أن الشخص الذي يعبر عن اتجاهه نحو شعب معين بأنه يمكنه الزواج منهم يتضمن ذلك بالطبع أنه يمكنه أيضا العيش معهم في نفس الشارع . وإذا كان يقبلهم جيرانا له فإن ذلك يعني بالضرورة أنه يمكنه أن يكون أحدهم جاره في مقعد الدراسة (إن كان تلميذا) أو في سيارة النقل العام . ولعل هذه هي الفكرة ذاتها في مفهوم العمر القاعدي وسقف الاختبار في اختبار ستانفورد-بينيه الشهير للذكاء . فإذا كان العمر القاعدي يعني العمر الذي يستطيع المفحوص أن يجيب على جميع أسئلته اجابة صحيحة ، فإن ذلك يتضمن بالضرورة استطاعة المفحوص الاجابة على جميع أسئلة الأعمار الأدنى فيه ، ولهذا السبب يتوقف الفاحص عن اعطاء أسئلة هذه الأعمار الدنيا مادام است الأسئلة مرتبة في صعوبتها حسب المستويات العمرية . وبالمثل فسان سقف الاختبار الذي عنده يفشل المفحوص في الاجابة عن جميع أسئلته ، وعنده يتوقف الفاحص عن اعطاء أسئلة الأعمار التالية متضمنا ذلك بالضرورة عجزه عن الاجابة على الأسئلة الأعلى في هذه الأعمار .

ويمكن تحويل مقاييس الرتبة البسيطة الى مقياس رتبة متري أي مقياس يستخدم لغة العدد والكم معا . فإذا توافرت لدينا مثلاً معلومات تحدد لنا الفروق في مقدار السلطة الذي يمارسه الشخص مقارنة بشخص آخر يمكن أن يتم هذا التحويل . ولكي نوضح ذلك نعطي مثالا من الميدان التربوي . لنفرض أن لدينا ثلاثة مستويات للسلطة التربوية تتمثل في الموجه الفني والمدرس الأول والمدرس العادي . لنفرض أن الموجه الفني يرأس اثنين من المدرسين الأوائل ، وأن كلا من هذين المدرسين يرأس ١٠ مدرسين عاديين ، فكيف نقيس سلطة كل من هؤلاء . اننا نستنتج من هذه الحالة أن سلطة الموجه تزيد على سلطة المدرس الأول بمقدار (٢ مدرس أول + ٢٠ مدرسا عاديا = ٢٢ شخصا) بينما سلطة

المدرس الأول لا تتجاوز ١٠ أشخاص هم مجموع المدرسين العاديين تحت اشرافه . فاذا انتقلنا في سلم السلطة من الموجه العادى الى الموجه الأول الذى يرأس ٣ موجهين عاديين يرأس كل منهم بالطبوع ٢ من المدرسين الأوائل اللذين يرأس كل منهما أيضا ١٠ مدرسين عاديين ، فان سلطة الموجه الأول في هذه الحالة يصبح مقدارها (٣ موجهين عاديين + ٦ مدرسين أوائل + ٦٠ مدرسا عاديا = ٦٩ شخصا) وهكذا بالنسبة لكل مستوى من مستويات الرئاسة التربوية . ومن هذا المثال يتضح أنه اذا كان نفوذ المدرس الأول لا يتجاوز ١٠ أشخاص ، فان نفوذ الموجه العادى يمتد الى ٢٢ شخصا ، بينما يتجاوز نفوذ الموجه الأول هؤلاء جميعا الى ٦٩ شخصا . ويمكن أن تتحول هذه القيم العددية الى مقياس متركى وكأنها درجة في اختبار ، الا أن المقياس لا يزال من نوع الرتبة ، فالمسافات لا تزال غير متساوية على الرغم من استخدام لغة العدد .

واذا استطاع الباحث أن يحول قيم المقياس الرتبى الى قيم موزونة يصبح المقياس في هذه الحالة أيضا من النوع الذى نتناوله ، أى مقياس الرتبة المترى . ولعل أشهر الأمثلة على ذلك طريقة حساب العمر العقلى في اختبار ستانفورد-بينيه كما اقترحها ترمان منسذ عام ١٩١٦ . وفي هذا الاختبار يحول كل سؤال يجيب عليه المفحوص فى كل عمر أعلى من العمر القاعدى وأدنى من سقف الاختبار الى قيمة موزونة بالشهر . وقد أعدت الأوزان بحيث أن كل سؤال للأعمار من ٢-٥ سنوات قيمته الوزنية شهر واحد ، بينما تكون هذه القيمة للسؤال فى الأعمار من ٥ سنوات الى مستوى الراشد المتوسط شهران ، والمستويات الرشد المتفوق الثلاثة ٤ ، ٥ ، ٦ شهور على التوالى .

وبهذه الطريقة يمكن التغلب على تلك الصعوبة الشائعة فى المقاييس المنشأة على طريقة جتمان حين نلاحظ خلال الممارسة اختلافات واضحة فى استجابات المفحوصين لامتلفق مع الطبيعة " التراكمية " لهذه المقاييس . فعلى الرغم من أن اختبار ستانفورد - بينيه يتم بهذه الخاصة

ن افترض ترتيب أسئلته حسب المعوية مع التقدم في العمر، إلا أنه
 نلاحظ أن استجابات المفحوصين لا تتفق اتفاقاً كاملاً مع هذا النموذج .
 فقد يجيب بعض المفحوصين اجابة صحيحة على بعض الأسئلة من المتسويات
 المنخفضة بينما يفشلون في نفس الوقت في الاجابة على بعض الأسئلة
 الأكثر سهولة وبالمثل في مقياس المسافة الاجتماعية لبرجار دوس قد
 يجيب المفحوص بأنه قد يقبل الأفراد من شعب معين كجيران له بينما
 يرفض أن يتزوج منهم . لقد كان التفسير القديم لمثل هذا النمط من
 الاختلاف عن النموذج القياسي أنه يرجع الى الخطأ أو " عدم الاتساق " .
 وبالطبع فإنه اذا كان مقدار هذا الخطأ أو "عدم الاتساق " كبيراً
 فأننا قد نشك في المقياس . إلا أننا لانستطيع أن نتجاهل حدوث مثل
 هذه الحالات في مثل هذه المقاييس ، ولعل الطريقة الوزنية التي
 نستخدمها في بناء الاختبارات العقلية تقدم بعض الحل لهذه المشكلة
 بحيث يتحول المقياس الى المستوى المعترى والا بقى على حاله فسي
 المستوى الرتبى المعتمد .

(٥) مقاييس المسائفة :

أشرنا الى أن مفهوم العدد والكم لا يتوافقان معاً وفي وقت
 واحد فسي المقاييس الاسمية ومقاييس الرتبة جميعاً . فالمقاييس
 الاسمية كما ذكرنا هي أعداد بلا كميات ، بينما مقاييس الرتبة هي
 كميات بلا أعداد . أما اذا توافر في المقياس الخاصيتان معاً نكون
 قد انتقلنا الى مستوى جديد هو ما يشار اليه عادة بكلمة " قياس "
 بمعناها الضيق .

وقد أشرنا الى بعض التحول الى القياس بهذا المعنى عند الإشارة
 الى مستوى مقياس الرتبة المعترى في القسم السابق . حيث لم يعد
 المقياس محض ترتيب للأفراد من حيث درجة توافر خاصية معينة فيهم
 (مفهوم الكم) وإنما أضيف الى ذلك تحديد المسافة بينهم في صورة
 عدد . فإذا استطعنا أن نحمل على مسافات متساوية يكون

انتقالنا مباشرة الى مستوى مقاييس المسافة interval . ومعنى ذلك أن مقياس المسافة يسمح بتحديد مدى بعد شيئين أو شخصين بعضهما عن بعض في الخاصية موضوع القياس ، وأن تكون هذه المسافات متساوية . ويحتاج ذلك الى وضع قواعد معينة يتم الاتفاق عليها لاستخدام الأعداد في تحديد كم المسافة أو الخاصية في الشيء أو الشخص . ومن أمثلة ذلك أننا يمكننا أن نحصل على مقياس مسافة للأطوال في جماعة الأطفال إذا لجأنا - بدلا من قياس الطول مباشرة - الى اختيار أقصر طفل في المجموعة واعتباره نقطة بداية التدرج في المقياس ، واختيار مسافة اعتباطية من نوع ما (وليكن الشبر أو قطعة معيارية من الخشب) لتقدير الفروق بين الأفراد . ان أقصر طفل في هذه الحالة (أو بداية التدرج) يعد مشرا اعتباطيا للمقياس ، كما أن الشبر أو قطعة الخشب تعد في هذه الحالة مسافة معيارية ثابتة . وتحسب المسافة بين كل فرد وآخر بعدد المسافات الاعتباطية المختارة . وفي هذه الحالة يعطى لأقصر الأطفال (أ) الدرجة صفر ، فإذا كان الطفل أطول منه بشبر واحد حصل على الدرجة (١) ، أما الطفل (ب) فيحصل على الدرجة (٢) إذا كان أعلى من الصفر الاعتباطي بشبرين وهكذا .

والاجراء الأقرب الى الشيوع في أغلب المقاييس النفسية والتربوية والاجتماعية أن تحدد المسافات في ضوء بعد كل فرد عن المتوسط الحسابي للدرجات في المقياس بمسافات معيارية تتحدد احصائيا بالانحراف المعياري . لنفرض أن المتوسط الحسابي (وسوف نشرح طريقة حسابه فيما بعد) في أحد المقاييس الذاتية (اختبار للذكاء مثلا) هو ٥٠ والانحراف المعياري (وسوف نشرح طريقة حسابه فيما بعد) هو ٦٠ . فبأننا في هذه الحالة نستطيع أن نعطي مسافة ١ (أي ١٠) الذي تزيد درجته عن هذا المتوسط بمقدار انحراف معياري واحد (أي الذي يحصل على الدرجة ١١) ، وتعطى مسافة ٢ (أي ٢٠) الذي تقل درجته عن هذا المتوسط بمقدار انحراف معياري واحد أيضا (أي الذي يحصل على الدرجة ٤٤) . ويمكن أن تعطى المسافة (٢ +) للطفل الذي

يحصل على الدرجة ٦٢ بينما تكون مسافة الطفل الحاصل على الدرجة ٥٣ مقدارها - ٥٠ وهكذا . وهذه المسافات حول المتوسط الحسابي يمكن حسابها دون حاجة إلى معرفة بمدى بعد الأشخاص عن نقطة صفر حقيقية (عدم وجود الخاصية) .

والواقع أن أغلب المقاييس النفسية والتربوية والاجتماعية من هذا القبيل . فنحن نقارن درجات طالبين في الاختبار ونجد مدى بعد كل منهما عن المتوسط (التفرع الاعتباطي) . إلا أن أهم خصائص هذه المقاييس أنها ليس لها صفر مطلق . فقد يحصل التلميذ على درجة صفر في أحد الاختبارات التحصيلية إلا أن ذلك لا يعني أنه لا يوجد لديه معلومات على الإطلاق حول موضوع الاختبار ، كما أن الطفل الذي أعطيتاه صفراً في الطول في مثالنا السابق لا يعني أنه ليس له طول على الإطلاق، وإنما الصفر في هذه الأحوال هو صفر اعتباطي تم الاتفاق عليه مقدماً حسب قواعد معينة ، وهو صفر أشبه بالدرجة صفر في المقياس الفارنهایت أو المئوي للحرارة والتي لا تعني " عدم وجود حرارة على الإطلاق " ، وإنما هي نقطة صفر اعتباطية قد تكون درجة الحرارة أعلى منها (بالموجب) أو أدنى منها (بالسالب) . أفد إلى ذلك أننا لا نستطيع القول أن درجة الحرارة 20° مثوية عند الظهيرة هي ضعف درجة الحرارة 10° مثوية في منتصف الليل ، على الرغم من أننا نستطيع القول أن الفرق بين درجتى الحرارة يساوى الفرق بين الدرجتين 40° ، 20° وبالمثل لا نستطيع أن نقرر أن درجة الطالب في الاختبار التحصيلي ومقدارها ٣٠ تساوى ضعف درجة طالب آخر مقدارها ١٥ ، على الرغم من الفرق بين الدرجتين يتساوى مع الفرق بين طالبين آخرين حصلوا على الدرجتين 40° ، 20° في نفس الاختبار .

ويمكن أن نستخدم مع مقاييس المسافة عمليات الجمع (والضرب بالطبع) والطرح ، إلا أن عملية القسمة بالذات لا يجوز استخدامها على الإطلاق . فلا نستطيع أن نقسم الدرجة التي حصل عليها التلميذ (أ) في الاختبار على الدرجة التي حصل عليها التلميذ (ب) في نفس المقياس

الاختبار وتقول أن الشخص (أ) ضعف (ب) في القدرة أو أن (ب) نصف (أ) في نفس هذه القدرة لأن القسمة تفترض مقدما وجود الصفر المطلق وتساوي وحدات القياس (وليس تساوي المسافات) . ولتوضيح ذلك نضرب المثال التالي :

نفرض أننا طبقنا اختبارا تحصيليا على شخصين ، فحصل الأول على الدرجة ٨٠ وحصل الثاني على الدرجة ٤٠ . ولنفرض أن الباحث السدى أعد الاختبار ضده بالصدفة ١٠ وحدات (أسئلة) أخرى يسهل على كل من هذين الشخصين الاجابة عليها اجابة صحيحة ، ففي هذه الحالة تصبح درجة الشخص الأول ٩٠ ودرجة الشخص الثاني ٥٠ . وعلى الرغم من أن الفرق ظل ثابتا بين الدرجتين (أي المسافة بينهما) ، أي ٤٠ في الحالتين ، ولكن معامل الدرجتين لن يكون متساويا ، فبدلا من أن يكون ٢ (أي ٨٠ ÷ ٤٠) في الحالة الأولى يصبح ٨ (أي ٩٠ ÷ ٥٠) في الحالة الثانية . وهكذا فإننا في الاختبار الواحد لا توجد لدينا طريقة لايجاد ما اذا كانت معلومات أحد الأشخاص ضعف معلومات شخص آخر أو نصفها أو ثلاثة أمثالها . ولكننا حين نفترض أن كل وحدة "مؤشر للمعلومات يتساوى في جودته مع أي وحدة أخرى ، فإننا لانخرق مبادئ الرياضيات أو المنطق حين نطرح درجة الشخص الأول من درجة الشخص الثاني ، أو حين نجمع هذه الدرجات ومعنى ذلك أن هذه المقاييس تتسم بخاصية الإضافية ، وهي خاصية مميزة لها بالافادة الى جميع الخصائص الأخرى التي تتسم بها مقاييس الرتبة .

(٦) مقاييس النسبية :

تعد مقاييس النسبة ratio أعلى مستويات القياس . وتختلف هذه المقاييس عن مقاييس المسافة بوجود الصفر المطلق الذي تحدد في ضوءه سعة المسافات لتصبح وحدات معيارية من مقدار الخاصية موضع القياس ، ويصبح القياس بذلك هو معرفة عدد هذه الوحدات المعيارية من هذه الخاصية التي توجد في الشيء أو الشخص . والصفر المطلق هنا ليس اعتباطيا أو اتفاقياً كما هو الحال في مقاييس المسافة ، وإنما يعبر عن " العدم " الكلاسيكية التي تقاس .

ومن الواضح أن مقياس المسافة يعتمد في جوهره على توافر وحدة قياس متساوية يتم الاتفاق عليها كمعيار عام وتقبل التكرار. ففي الطول مثلاً قد تكون هذه الوحدة القدم أو المتر ووحداتهما الأصغر كال بوصة والسنتيمتر ، وقد تنقسم هذه الوحدات إلى ما هو أصغر منها أيضاً ومن ذلك انقسام الميلليمتر إلى الميلليميكرون ، وهو وحدة ميكروسكوبية تساوي جزءاً واحداً من المليون من الميلليمتر وتكرار هذه الوحدات المتساوية يضمن لنا الحصول على نفس النتائج . فمثلاً عندما نقيس طول الحجرة نقوم بعد الأمتار أو السنتيمترات (وحدات القياس) التي توجد وتتكرر في هذا الطول . ويصدق ذلك على مقاييس الوزن (بالجرام) والزمن (بالثانية) والدخل (بالجنيسة) . ومقياس كالفن للحرارة ، وتشترك هذه المقاييس مع مقاييس المسافة في وجود خاصية الإضافية *additivity* والتي تتمثل في أننا لو جمعنا في مقياس الطول ٣ سنتيمترات + ٤ سنتيمترات فلنأخذ حاصل الجمع في هذه الحالة يساوي ٥ سنتيمترات + ٢ سنتيمتر مهماً كان موضع هذه السنتيمترات في أداة القياس المستخدمة (المسطرة مثلاً) . وهذه الخاصية لا تتوفر في المقاييس الاسمية أو مقاييس الرتبة . ويشترط لتوافر هذه الخاصية في مقياس المسافة امكانية جمع ٣ أسئلة في الاختبار إلى ٤ أسئلة في بداية المقياس ويكون حاصل الجمع مساوياً لما نحصل عليه من إضافة ٥ أسئلة إلى سؤالين في نهاية المقياس المستخدم ، إلا أن ذلك قد لا يحدث كثيراً فقد تكون الأسئلة في البداية أسهل كثيراً من تلك التي توجد في النهاية ، ومعنى ذلك أن الوحدات ليست متساوية في هذا البعد الهام . وبالمثل فأننا لانستطيع أن نعتبر أن الفرق بين الأول والثاني (في مقياس الرتبة) يساوي الفرق بين التاسع والعاشر ، كما أن من الظلم أن نكون فريقين من الأشخاص يتألف أولهما من الأول والسادس ونعتقد أنه يساوي في الكفاءة فريقاً آخر يتكون من الثالث والرابع على الرغم من أن مجموع الرتب (إن صح ذلك حسابياً) في الحالتين متساوي .

ومع توافر هذه الخاصية (أي تساوي الوحدات) في مقاييس النسبة تصبح جميع العمليات الحسابية قابلة للاستخدام ، ويشمل ذلك

عملية القسمة . ومع صلاحية هذه العمليات يمكن استخدام الرياضيات العليا . وتتوافر في مقاييس النسبة جميع خصائص مقاييس المسافة بالإضافة الى الصفر المطلق وتساوى الوحدات . ونحن نألف هذا النوع من المقاييس أكثر من غيره لأن جميع الأبعاد الفيزيائية المعروفة كالطول والوزن والحجم يمكن قياسها بهذه الطريقة . ولذلك نستطيع القول - ونحن على صواب كامل - أن الشخص الذي طوله ١٨٠ سم ضعف الطفل الذي طوله ٩٠ سم . والواقع أن تسمية هذا النوع من المقاييس باسم مقاييس النسبة جاءت من قابلية هذه المقاييس للقسمة والتعبير عن نتائج هذه العملية في صورة نسبة .

وهذا النوع من المقاييس لا يوجد الا قليلا في العلوم الانسانية . ولاتتوافر المقاييس القليلة من هذا النوع الا حين نقيس الخصائص بوحدات فيزيائية كأن نقيس زمن الرج أو التعلم بوحدات زمنية (كالثانية أو أجزاء الثانية) . ويشير بعض الباحثين (Blalock, 1987) الى أنه حتى لو استخدمنا هذه الوحدات الفيزيائية التي تنتمي الى مقاييس النسبة في قياس الظواهر النفسية والاجتماعية والتربوية فقد لاتكون المعاني المصاحبة لهذا القياس من نوع مقاييس النسبة . فالفرق في الدخل الشهري البالغ عشرة جنيهات مثلا يعتمد على مقدار هذا الدخل ، ومفرد هذا الفرق بين دخلين شهريين مقداهما ٥٠ ، ٦٠ جنيها يختلف عن دخلين شهريين مقداهما ٥٠٠ ، ٥١٠ جنيهات . الا أن طرح هذه المسألة على هذا النحو لا يقلل من شأن استخدام مقاييس النسبة في العلوم الانسانية . فقد نحتاج بالفعل الى قياس الظاهرة الاجتماعية (الدخل) بوحدات متساوية ، أما المفرد السيكولوجي المصاحب لذلك فيمكن قياسه بطرق أخرى (كقياس الرتبة أو المسافة أو غيرهما) ومن ذلم مثلا ما قامت به آمال صادق (Sadek, 1980) في دراستها للزمن حيث استخدمت في قياس الزمن الموضوعي مقياس النسبة المعتاد ، بينما استخدمت في قياس الزمن الذاتي تقديس المفحوصين له .

المقارنة بين أنواع المقاييس:

يمكن القول أن المقاييس في العلوم الانسانية من أربعة مستويات أساسية هي : المستوى الاسمي ، والرتبي ، والمسافي ، والنسبي ، لكل منهما خصائصه البارزة وافتراضاته الأساسية .

ويوضح الجدول رقم (١) ذلك . ومن هذا الجدول يتضح ما يأتي :

- (١) أن المقاييس الأربعة مرتبة ترتيباً هرمياً من الأدنى في توافر الخصائص القياسية وهو المقياس الاسمي إلى الأعلى وهو مقياس المسافة
- (٢) أن المقاييس الأربعة تراكمية في مدى توافر الافتراضات الأساسية فيها ومعنى ذلك أن المقياس من المستوى الأعلى يتضمن بالضرورة الافتراضات الأساسية لجميع المقاييس من المستوى الأدنى منسبة والعكس غير صحيح . فمقياس الرتبة يتضمن بالضرورة افتراضات المقياس الاسمي ، ومقياس المسافة يتضمن افتراضات المقياس الرتبي والاسمي ، وعلى ذلك فإن مقياس النسبة يتضمن افتراضات جميع المقاييس الثلاثة الأدنى منه ، بالإضافة إلى الافتراضات الخاصة بالمستوى الذي ينتمي إليه المقياس والتي تجعله متميزاً عن غيره من المستويات .
- (٣) إذا لم تتوافر في مقياس معين الافتراضات اللازمة له فإنه يصنف في أحد المستويات الأدنى منه . فإذا لم يتضمن مقياس النسبة افتراض القابلية للتحويل إلى نسبة (عن طريق القسمة) بسبب عدم توافر خاصيتي الوحدات المتساوية والمفر المطلق صنّف المقياس ضمن مقاييس المسافة . فإذا لم يتوافر فيه افتراض الإضافية الذي يعتمد على خاصيتي المسافات المتساوية والمفر الاعتيادي اعتبر مقياس رتبة . فإذا لم تتوافر في مقياس الرتبة خصائص اللاتناظر والترايبية اعتبر من نوع المقاييس الاسمية .

(٤) لكل مستوى من مستويات القياس عملياته الكمية الخاصة والتي ترتبط بأساليب احصائية تلائمها . وينطبق على الطرق الاحصائية في تحليل البيانات التي توفرها المقاييس المختلفة ما أشرنا اليه في النقاط الثلاث السابقة . وعلى ذلك يمكن القول أن الطرق الاحصائية الملازمة لبيانات المقاييس من المستويات الدنيا تصلح للاستخدام مع البيانات التي توفرها المقاييس من المستوى الأعلى ، أما العكس فغير صحيح . وعلى ذلك فإن الطرق الاحصائية التي تستخدم مع البيانات الاسمية تصلح أيضا للبيانات الرتبية واثباتها، بينما لايجب استخدام الطرق الاحصائية اللازمة لتحليل البيانات المسافية في تحليل البيانات الرتبية أو الاسمية. والأصح دائما بالطبع هو استخدام الطرق الاحصائية الملازمة لأعلى مستوى يمكن أن يصنف اليه المقياس . وهذا هو الأساس الذي تقوم عليه البنية الأساسية لهذا الكتاب في تناول الطرق الاحصائية .

جدول (١) الافتراضات والخصائص الأساسية لأنواع المقاييس

نوع المقياس	العمليات الرياضية	الافتراضات الأساسية	الخصائص الأساسية	ومن مختصر	أمثلة
المقياس الاسمي	العدد	التكافؤ التعدي التناظر	عدد لا يدل على كم أو مقدار (أعداد منفصلة)	وضع الأشخاص في فئات	(١) نوع المهنة (٢) الجنس
مقياس الترتيب	الترتيب	التكافؤ التعدي التناظر الترابطية	كم لا يشار إليه بعدد (قيم منفصلة) (الأول - الثاني - الثالث - ... - الأخير) (ممتاز - جيد جداً - جيد - مقبول - ضعيف - ضعيف جداً) (موافق جداً - موافق - لا رأي لي - معارض - معارض جداً)	(أ) ترتيب الأشخاص في شريحة معينة (ب) وضع الأشخاص في أي مقياس متصل لاتتوافر فيه المسافات المتساوية	(١) المستوى الاقتصادي الاجتماعي (٢) تقدير المرشحين للعمل أثناء المقابلة (٣) درجات التلاميذ في اختبار تحصيلي غير مقنن (٤) تقدير الطلاب في الامتحانات
مقياس التفاضل	الجمع الضرب الطرح	التكافؤ التناظر التعدي الترابطية الإضافية	عدد يدل على كم أو مقدار (قيم متصلة)	وضع الأشخاص في مقياس متصل يتألف من مسافات متساوية وله مظهر اعتباطي	(١) درجات المفحوصين في الاختبارات النفسية أو التحصيلية المقننة (٢) مقياس فارنهایت أو سيلسيوس (المئوي) لدرجة الحرارة
مقياس النسبة	جميع العمليات الرياضية	التكافؤ التناظر التعدي الترابطية الإضافية نسبة أو القيمة	عدد يدل على كم أو مقدار (قيم متصلة)	وضع الأشخاص في مقياس متصل يتألف من وحدات متساوية وله مظهر مطلق	(١) الوزن (٢) الطول (٣) الزمن (٤) مقياس كالفن للحرارة

الفصل الثالث

مناهج البحث في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية

قد يوحى التركيز على النواحي الكمية في الفهمين السابقين أن مناهج البحث في العلوم الانسانية لابد أن تعتمد على البيانات الكمية وحدها ، وأن البيانات الكيفية لم يعد لها موضع في هذه الفئة من العلوم . إلا أن هذا القول ليس صحيحا . فلاتزال اللغة الكيف دورها البالغ الأهمية في معظم العلوم الانسانية . وقد طوّر العلماء طرقا مختلفة لتحليل البيانات التي تتصف بهذه الخاصية . ولكي نوضح تنوع وخصوصية مجالات البحث في العلوم الانسانية ، نخصص هذا الفصل لمناهج البحث الأساسية في هذه المجالات . والواقع أن معظم المؤلفات المتخصصة في مناهج البحث في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية لاتقدم للقارئ تصنيفا واضح المعالم لهذه المناهج يجعل لها معنى ومغزى عند الاستخدام . ولهذا نعرض في هذا الفصل تصنيفا لمناهج البحث هذه نرجو أن يحقق هذه الغاية ، ويمثل هذا التصنيف وجهة نظرنا الخاصة حول هذا الموضوع .

ويتلخص النظام التصنيفي الذي نقترحه في الاعتماد على أربعة أسس يمكن الاعتماد عليها وهي :

- (١) تصنيف مناهج البحث حسب بعد الزمن ويشمل ذلك المنهج التاريخي (دراسة الماضي) ، المنهج الامبريقي (دراسة الحاضر) ، المنهج التنبؤي (دراسة المستقبل) .
- (٢) تصنيف مناهج البحث حسب حجم المبحوثين ويشمل ذلك منهج دراسة الحالة ، ومنهج العينة ، ومنهج الأمل الاحصائي العام .
- (٣) تصنيف مناهج البحث حسب المتغيرات المستخدمة فيه ويشمل

ذلك المنهج البعدي ، والمنهج شبه التجريبي ، والمنهج التجريبي .

(٤) تصنيف مناهج البحث حسب الهدف منه ويشمل ذلك المنهج الوصفي ، المنهج النقارن ، المنهج الارتباطي ، المنهج التفسيري . وسوف نضيف فئة خامسة من المناهج التي لا تقبل التصنيف في أي فئة من الفئات السابقة .

أولاً : تصنيف مناهج البحث في ضوء بعد الزمن

(١) المنهج التاريخي :

إذا كانت البيانات التي يتناولها البحث في العلوم الانسانية والاجتماعية يمكن تصنيفها في ضوء بعد الزمن فان الماضي هو اهتمام البحث التاريخي سواء أكان هذا التاريخ للسياسة أم المجتمع أم للعلم أم للفن . وعلى من يتصدى لدراسة التاريخ أن يتسلح بمنهج المؤرخ . فالباحث الذي يتصدى لتناول مشكلة تربوية أو اجتماعية أو نفسية في إطارها التاريخي عليه أن يلتزم بهذا المنهج ، والا اعتبر ما يكتبه محض مقالات تصلح للنشر للقارئ العام في الصحف السيارة ولا ينتمى الى نطاق البحث العلمي الذي يخاطب نخبة المتخصصين . ويصدق هذا القول على بعض ما يجري على أنه بحوث في تاريخ التربية أو تاريخ الموسيقى أو تاريخ الفن أو تاريخ العلم .

ولعلنا نشير هنا الى أن المنهج التاريخي أصيل في الحضارة العربية والاسلامية . لقد كان لدى العرب قبل الاسلام أنماطاً متعددة من المعرفة التاريخية منها الأنساب وأيام العرب والتقصص ذات الطابع التاريخي ، وكلها وردت على السنة الرواة . وبعد ظهور الاسلام تطلبت الظروف الجديدة التي طرأت على المجتمع الاسلامي ظهور أنماط جديدة من الكتابة التاريخية كما ظهرت مهارات مميزة لعلم التاريخ في الاسلام . ومن أهم هذه المهارات طريقة الجرح والتعديل في الحديث النبوي الشريف التي اعتمدت على الضوابط النقدية للوصول الى الحقيقة.

وهي مهارة هامة يجب أن يتزود الباحث الحديث بها في مختلف جوانب المعرفة الانسانية والاجتماعية ، فاذا أغفنا الى ذلك مهارة الإسناد من ناحية واستخدام الوثائق من ناحية أخرى يمكننا القول إننا بازاء منهج تاريخي صارم ودقيق يعتمد على الجدارة الأخلاقية لناقل الخبر وعلى الشواهد الموضوعية المادية التي تؤكد صحة الخبر ثم البحث عن التلاقس السببية في وقائع التاريخ (قاسم عبده قاسم ، ١٩٨٩) .

والبحث التاريخي شأنه شأن أى بحث آخر لابد من أن يبدأ بتحديد مشكلة الدراسة ، كما قد تصاغ له أسئلة أو فروض تحتاج الى أن تتوافر بيانات للإجابة عليها (الأسئلة) أو اختبارها (الفروض) . وفي بعض البحوث لاتصاغ الأسئلة أو الفروض فيها مباشرة وإنما تكون متضمنة في أهداف البحث . وفي جميع الأحوال تكون الأسئلة أو الفروض حول خصائص موقف أو ظاهرة أو مسألة أو حول أسبابها أو حول آثارها ونتائجها .

لنفرض أن أحد الباحثين أراد دراسة نشأة وتطور تمهين التعليم وعلاقته بحركة التصنيع في مصر . انه في هذه الحالة قد يلجأ الى إحدى طريقتين في تحديد المشكلة :

(١) صياغة سؤال البحث كما يلي : ماهي التغيرات الجوهرية التي طرأت على التعليم المصري من حيث التمهين مع دخول الصناعة الحديثة .

(٢) صياغة فرض البحث كما يلي : أدى تحول المجتمع المصري الى عصر التصنيع الى زيادة الاهتمام بتمهين التعليم .

وفي البحث التاريخي لايجاب على الأسئلة أو تختبر الفروض باستخدام الطرق الاحصائية على الرغم من أن المعلومات الاحصائية المتوافرة في الوثائق والسجلات قد تستخدم في هذا الفرض ، فالتحليل في المنهج التاريخي كيفي في جوهره .

ويحتاج البحث التاريخي الى تحديد مصادر البيانات . وتوجد قاعدة أساسية في هذا المنهج هي استخدام المصادر الأولية كلما كان ذلك ممكنا . وعلى الباحث أن يميز بين المصادر الأولية والمصادر الثانوية في بحثه التاريخي . ويقصد بالمصادر الأولية الوثائق الحكومية والرسمية للمؤسسات المختلفة والآثار الباقية من فرد أو جماعة أو ثقافة أو فترة زمنية معينة وتقارير شهود العيان والتي يسجلها ملاحظون فعليون للحدث أو مشاركون ايجابيون فيه . أما المصادر الثانوية فهي في العادة نقل عن مصدر أولى بالمواصفات السابقة أو إعادة قراءة له . وبالطبع قد تستخدم المصادر الثانوية في البحث التاريخي ومنه البحوث التي تجرى للتاريخ لحياة المفكرين والعلماء وآثارهم الفكرية في مجالات العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية . ومن أمثلة ذلك البحوث التي تجرى حول الفكرالسيكولوجي عند الفزالي أو الفكر الاجتماعي عن ابن خلدون أو الفكر التربوي عند ابن جماعة ونظائر ذلك من البحوث التي تجرى على المفكرين الغربيين . فحاجة الباحث هنا الى الاعتماد على المصادر الأولية المتمثلة في المؤلفات الأصلية لهؤلاء المفكرين والعلماء لا تقل عن حاجة الباحث الى الاعتماد على هذه المصادر عند اجراء بحث حول مشكلة ذات جذور تاريخية في أي مجال من هذه المجالات . ولعل هذا ينبهنا الى ضرورة تدريب الباحثين المستخدمين للمنهج التاريخي في العلوم الانسانية على قراءة النصوص الأصلية سواء باللغة العربية أو الانجليزية والتعود على ما فيها من صعوبات في اللغة والأسلوب . وما يؤسف له أن كثيرا مما يجري من هذه البحوث يعتمد اعتمادا أساسيا على المصادر الثانوية بكل ما تتضمنه أحيانا من خطأ أو تشويه أو تحريف أو تبسيط للحقائق أو الوقائع موضع البحث . ويزداد احتمال حدوث ذلك مع درجة المصدر الثانوي . فهناك مصادر ثانوية من الدرجة الأولى تنقل مباشرة عن المصدر الأول ، كما توجد مصادر ثانوية من درجات أدنى تعتمد في النقل عن مصادر ثانوية أخرى . وقد يحدث أن تنتقل الأخطاء من مصدر ثانوي الى آخر ان لم يصف اليها المزيد .

ولعلنا نشير هنا الى أن بعض المصادر قد تكون ثانوية في بعض الأغراض وأولية في البعض الآخر ، فكتاب التاريخ المقرر على طلاب المرحلة الاعدادية يعد بالطبع مصدرا ثانويا من درجة دنيا ، إلا أنه يعد مصدرا أوليا إذا كان البحث يتناول مثلا مدى اهتمام منهج التاريخ في المرحلة الاعدادية بفكرة القومية العربية . والصحف اليومية مصدر ثانوى محدود القيمة أيضا إلا أنها تعد مصدرا أوليا في بحث عن الأفكار الشائعة عن علم النفس في فترة تاريخية معينة ، أو عن صورة العرب في الصحافة الأمريكية مثلا .

ويتطلب التمييز بين نوعي المصادر اخضاع بياناتها لنوعين من التقويم ، أولهما التقويم الخارجى والذي في ضوئه يتم الحكم على مدى أصالة الوثيقة موضع التناول . وتوجد عوامل كثيرة تحدد ذلك منها مكانة المؤلف في سياق الأحداث موضع الاهتمام وإلى أى حدود توافرت له إمكانيات التسجيل الصحيح والدقيق والمباشر للأحداث ، ومدى اتفاق عوامل الزمان والمكان الواردة في الوثيقة مع الوقائع الفعلية المرتبطة بالأحداث موضع البحث . ويزداد الأمر صعوبة حين تكون الوثائق من نوع المخطوطات ، ويحتاج الباحث التاريخي أن يتدرب جيدا على فن تحقيق المخطوطات ، وهو فن لا يكاد يتقنه إلا القليلون في مجال العلوم الانسانية .

أما النوع الثانى من نقد مصادر البيانات فهو ما يسمى النقد الداخلى ، أى تقويم معنى ودقة محتوى الوثيقة وهو خطوة تالية للنقد الخارجى . ومن المنطقى بالطبع أن يكون التتابع كذلك ، فحالما يحكم الباحث بعدم الثقة فى مؤلف الوثيقة يصبح من غير المجدى البحث فى محتواها .

وتلعب خصائص المؤلف دورا هاما فى تقويم محتوى الوثيقة وتحديد مدى صحتها . ولعل أهم ما يجب أن يهتم به الباحث التاريخي أن يقرر مدى التحيز أو الموضوعية فى عرضها للوقائع موضع الاهتمام . ومسئور

الوثائق التي يجب أن تؤخذ بقدر كبير من الحذر السير الذاتية والتراجم للشخصيات لأنها تحول الاهتمام عن الأحداث إلى الأشخاص ، بالإضافة إلى ما تتضمنه أحيانا من بعض التفاصيل غير الحقيقية أو المبالغ في بعض الجوانب على حساب جوانب أخرى لأسباب شخصية . ولعل طوفان المذكرات السياسية الشخصية الذي ظهر في مصر طوال السنوات العشرين الماضية أقوى برهان على ذلك .

ومن المسائل التي تحتاج إلى فحص أيضا أسلوب المؤلف ، فكلما كان الأسلوب أقرب إلى الواقعية والحقيقة كان أكثر قابلية للتمديق من الأسلوب الذي يقلب عليه الطابع البلاغي والانشائي . وبالطبع يجب أن يتدرب الباحث التاريخي على التمييز بين الأسلوبين . أضف إلى ذلك الحكم على مدى دقة المؤلف في الاقتباس من الوثائق المتاحة في عصره . وفي هذه الحالة يحتاج الباحث التاريخي أيضا إلى التدريب على التمييز بين الحقائق والآراء كما ترد في نصوص المؤلفين .

ولا يعتمد البحث التاريخي على وثيقة واحدة مهما كانت أهميتها وقيمتها ، وإنما يحتاج من الباحث أن يراجع عدة وثائق حول الموضوع ويضعها لكل من النقد الخارجي والداخلي . وفي هذه الحالة يجب تقويم كل وثيقة حسب التتابع التاريخي ، أي في ضوء الوثائق التي سبقتها في الظهور لا تلك التي تتلوها . وقد يكتشف الباحث أن بضعة وثائق تتضمن خطأ شاعرا وعندئذ يكون عليه البحث عن مصدر هذا الخطأ المشترك . وعندما تتعارض وثيقتان فلا بد أن تكون أحدهما على الأقل - إن لم تكن كليهما - على خطأ . وإذا لجأ الباحث إلى استبعاد أحدهما فإنه لا يضمن بذلك صحة نتائجه . كما أن إثبات خطأ أحدهما لا يبرهن بالضرورة على صحة الأخرى . أضف إلى ذلك أن الوثيقة الواحدة قد تكون مفيدة في تزويد الباحث بالبيانات اللازمة لأحد أجزاء البحث ولكنها قد لا تكون كذلك في الأجزاء الأخرى منه .

وبعد تقويم الباحث لمصادر بياناته ينتقل إلى الخطوة التالية

في المنهج التاريخي وهي تركيب البيانات ، ويشمل ذلك تناول الأفكار والمفاهيم الأساسية والربط بينها وترتيبها زمنيا . ويلعب الترتيب الزمني في عرض الأحداث دورا هاما في " معنى التاريخ " ذاتسسه ، بالإضافة الى أهميته في التمييز بين الأسباب والنتائج . وبالإضافة الى ذلك فان الباحث قد يبرز مدى الاتساق في المعالجات المختلفة لنفس الأحداث التاريخية موضع البحث كما تناولتها المصادر الأولية ، والى أي حد يقدم هذا الاتساق دعما أو دحفا تاريخيا للفرض ، أو اجابة على السؤال بالسلب أو الايجاب . وقد يتطلب ذلك صياغة فروض أو أسئلة اضافية جديدة ، أو تعديل الفروض أو الأسئلة الأصلية .

والخطوة الأخيرة في المنهج التاريخي هي خطوة اتخاذ القرار بالنسبة لمشكلة البحث واستخلاص الاستنتاجات . ويتطلب ذلك بالطبع تفسير النتائج مع الإشارة الى التفسيرات البديلة لهذه النتائج ان وجدت . وفي جميع الأحوال يجب أن يكون الباحث موضوعيا - أي ملتزما بحدود نتائجه - قدر الامكان .

والسؤال: ماهي أهمية البحوث التاريخية في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ؟ هذا السؤال له أهمية بالغة وخاصة لدى أولئك الذين يعتقدون أن هذه البحوث هي محض خوض في العاصي دون جدوى للحاضر أو المستقبل . والواقع أن هذه البحوث تفيد مختلف العلوم في نواح عديدة لعل أهمها أنها تقدم منظورا يمكن من خلاله الوصول الى فهم أفضل للقضايا موضع البحث من خلال معرفة جذورها وأصولها من حيث النشأة والتطور التي تتخذها خلال مراحل تطورها المختلفة ، وبهذا يمكن بها ادراك الكثير من مشكلات الحاضر ، والمعاونة في التنبؤ باتجاهات المستقبل . والذين يفتقدون الوعي بأخطاء التاريخ يكررونها في حاضرم وفي مستقبلهم ، وبهذا المعنى ربما يعيد التاريخ نفسه .

(٢) المنهج الامبريقي :

إذا كان المنهج التاريخي هو دراسة للماضي ، فإن المنهج الامبريقي أو التجريبي empirical هو دراسة للوضع الراهن أو للحاضر ، حيث الاهتمام في هذه البحوث بالدور الايجابي للباحث في ملاحظة الظاهرة وجمع المعلومات من الحالة التي عليها وقست دراستها ، وليس محض الاعتماد على البيانات التي وفرها الآخرون للباحث في صورة مصادر أولية أو ثانوية كما هو الحال في المنهج التاريخي .

والملاحظة* هي جوهر العلم التجريبي (الامبريقي) ، وينتمى معظم العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية الى فئة هذه العلوم، وتتمثل أهمية الملاحظة في العلم في أنها تنتج أهم عناصر العلم وهي مادته الخام : المعطيات والمعلومات والبيانات . وهي بهذا المعنى نشاط انساني يقوم به الباحث خلال مراحل بحثه المتعددة سواء في تبیین المشكلة ، أو بناء الحل النظري لها (الفرض) . أو في جمع الشواهد والأدلة التي تؤيد الحل المقترح أو تدحضه .

وتتضمن الملاحظة - سواء كانت باستخدام أعضاء الحس مباشرة ، أو بالاستعانة بتكنولوجيا الملاحظة التي توسع من مداها ووضوحها ودقتها ، عمليتين أساسيتين هما :

(١) التسجيل والذي يمتد من التسجيل الانطباعي (الذي يقوم به الانسان مستخدماً حواسه مباشرة) الى استخدام أدوات التسجيل الدقيقة سواء كانت للتسجيل الفوتوغرافي أو الصوتي أو السينمائي ، الخ .

* طرحت الأفكار الأساسية المتضمنة في هذا القسم في مجموعة محاضرات ألقاها أ.د. فؤاد أبو حطب في عامي ١٩٧٩ - ١٩٨٠ ، ١٩٨٠ - ١٩٨١ بالمركز القومي للبحوث الاجتماعية والجناحية بالقاهرة عن الجوانب السيكمترية للاختبارات الاسقاطية ، ووجدنا من الملائم عرضها هنا في إطار أكثر اتساعاً .

(٢) التقدير والذي يمتد من التصنيف الكيفي (والذي يغلب عليه الحكم الانطباعي أيضا) الى القياس الكمي الدقيق .

والملاحظة بهذا المعنى قد تتم في موقف مقنن أو غير مقنن، وحين توصف الملاحظة بأنها مقننة فان ذلك يتطلب أن يوضع كل شخص في نفس الموقف الذي يوضع فيه الآخرون ، كما تسمح بمقارنة شبه تامة لأشخاص لا يمكن أن يلاحظوا عادة في ظروف متشابهة ، هذا فضلا عن أنها تكشف عن خصائص لانشاهدها الا عرضا في حياتنا اليومية . وحين نفتقد هذه الخصائص توصف الملاحظة بأنها غير مقننة .

وقد تتم هذه الملاحظة في مواقف طبيعية أو اصطناعية . والملاحظة الطبيعية هي التي نحمل بها على معلومات عن سلوك الشخص بملاحظة عينات من سلوكه العادي في نشاطاته اليومية المعتادة في الميكان الطبيعي كما تتم بالفعل ، كان نلاحظ الطفل في الملعب أو الموظف في المكتب أو المدرس في الفصل أو العامل في مصنع . أما الملاحظة الاصطناعية فهي التي تتم للأفراد في مواقف لا ترتبط ارتباطا وثيقا بالمواقف الطبيعية . وبعبارة أخرى فان السلوك في موقف الملاحظة الاصطناعية (التي تتم أحيانا داخل المعامل) لا يتشابه تشابها تاما مع السلوك الذي يعنى الى تشخيصه أو التنبؤ به . ويصبح في جميع الأحوال ضروريا البرهنة على وجود تطابق بينهما .

ويوضح الجدول رقم (٢) تصنيفا لمواقف الملاحظة على أساس بعدى التقنين - عدم التقنين ، والطبيعية - الاصطناعية للمستويات المختلفة من التسجيل والتقدير التي أشرنا اليها .

جدول (٢) تصنيف لمواقف الملاحظة في المنهج الامبريقي

الملاحظة	مقننة		غير مقننة	
	مستويات التسجيل	مستويات التقدير	مستويات التسجيل	مستويات التقدير
طبيعية				
اصطناعية				

وتشمل خانات هذا الجدول جميع وسائل جمع البيانات في المنهج الامبريقي (التجريبي) ومن ذلك مثلا أن المقابلة نوع من الملاحظة الطبيعية التي قد تكون مقننة أو غير مقننة. أما ما يسمى النهام أو الاختبارات فيشمل جميع مواقف الملاحظة المقننة بجميع مستويات التسجيل والتقدير منها، سواء تمت في ظروف طبيعية أو اصطناعية. ويخرج من هذه الفئة جميع أنواع الملاحظات غير المقننة سواء كانت طبيعية أو اصطناعية مهما بلغت مستويات التسجيل أو التقدير فيها من الدقة أو الكمية.

ولعل الأصح أن نشير إلى المنهج الذي نتناوله هنا بالمنهج المسحي الذي هو في جوهره دراسة للوضع الراهن. ولعلنا في ضوء التحليل السابق نلفت النظر إلى عبث الترميمات الشائعة في معظم المؤلفات المتخصصة في مناهج البحث بالمنهج المسحي، ومن ذلك ما ذكره (Wiersman, 1986) مثلا عن التمييز بين المسح باستخدام المقابلة والمسح باستخدام الاستبيان. يناهيك عن اعتبار بحوث الرأي العام التي تجريها مؤسسات مثل مؤسسة جالوب في الولايات المتحدة النموذج الأمثل للمنهج المسحي، أمف إلى ذلك السخف الظاهر في التمييز بين المسح

بالعينه والمسح باستخدام الأمل الاحصائى السكانى العام (مثل التعداد العام للسكان) ، فهذه جميعا تجعل من المنهج المسحى لاموضع له فى أى تصنيف منطقى لمناهج البحث ، حيث الخلط بين أدوات جمع المعلومات ومنهج البحث ، والخلط بين المستويات المختلفة لنطاق المبحوثين (أو المفحوصين) ، وكلها لاتميز منهنجا عن آخر ، وانما هى شائعة فى جميع مناهج البحث العلمى .

والمسح كما نستخدمه فى هذا الكتاب له معنى محدد فى البعد التصنيفى لمناهج البحث حسب الزمن . انه دراسة لحاضر الظواهر العلمية كما أسلفنا القول ، وهو بهذا المعنى يجيب عن أحد ثلاثة أسئلة هامة أو عنها جميعا باستخدام الأدوات المناسبة لجمع البيانات :

(١) ماهى طبيعة الظاهرة موضع البحث؟ وهذا السؤال ينتمى الى المنهج الوصفى .

(٢) ماهى العلاقات بين المكونات (المتغيرات) التى تتألف منها بنية الظاهرة موضع البحث والتى تقترن معا حسب مبدأ التلازم فى الاختلاف؟ وهذا السؤال ينتمى الى المنهج الارتباطى .

(٣) ماهى العلاقات بين المكونات (المتغيرات) التى تتألف منها الظاهرة ومتغيرات أخرى خارجية عنها والتى تقترن معها حسب مبدأ التلازم فى الحدوث؟ وهذا السؤال ينتمى الى المنهج شبه التجريبى .

(٤) ماهى المتغيرات من خارج الظاهرة موضع البحث التى ترتبط بالمتغيرات داخلها بعلاقة سببية ؟ وهذا السؤال ينتمى الى المنهج التجريبى فى العلم .

وسوف نتناول هذه المناهج جميعا فى مواضعها الطبيعية من تصنيفنا لها فى هذا الفصل .

(٣) منهج البحوث المستقبلية :

لم يكن اهتمام الإنسان بالمستقبل أقل أبداً من اهتمامه بالماضي والحاضر ، إلا أنه في الوقت الذي نجح في الوصول الى مناهج البحث الملائمة لكل من الماضي (المنهج التاريخي) والحاضر (المنهج الامبريقي) لاتزال جهوده في ميدان مناهج البحوث المستقبلية — في بداياتها .

لقد مر اهتمام الانسان بدراسة المستقبل بمراحل عديدة . فقد ارتبطت بداياته بالخرافة . ولاتزال آثار هذه البدايات الخرافية باقية حتى وقتنا الحاضر في صور عديدة لعل أوضحها التنجيم وقسرة الطالع . ثم تقدم هذا الاهتمام خطوة أبعد عندما توجه الفكر الانساني الى بناء المدن الفاضلة (اليوتوبيات) . وكانت جمهورية افلاطون بداية هذا المسمى الانساني نحو تصور أفضل للمستقبل ، وتوالى المحاولات على مدى العصور بعد ذلك ، ولعل أحدث هذه المحاولات يوتوبيا والدين الثانية لعالم النفس السلوكي الأميركي المعاصر ب . ف . سكر .

وكان ظهور أدب الخيال العلمي خطوة أخرى في هذا الطريق . ويعد جول فيرن مؤسس هذا النوع من الأدب منذ القرن التاسع عشر، ثم توالى منذ ذلك الحين الابتداعات في هذا الميدان الطريف . وبالطبع فإن هذا اللون من الأدب يعتمد على ما هو متاح من المعطيات لبناء صرح خيالي للمستقبل . وقد اندمج مع هذا التيار اهتمام لطيف من أهل الفكر بالمستقبل كان رائدهم بدون شك الكاتب البريطاني الشهير هـ . جـ . ويلز ومن قبلهم بعض الفلاسفة الذين كانت لهم نبوءاتهم الخاصة حول الحضارة ، وعلى رأسهم شبنجلر في دراسته الهامة حول " انحطاط الغرب " .

التوجه المستقبلي في المنهج العلمي الكلاسيكي :

منذ ظهر المنهج الحديث في البحث العلمي لم يكن التوجه نحو المستقبل غائبا . ولعلنا نذكر أن الطريقة الاستنباطية deductive

في التفكير التي أسسها المنطق المورى الأرسطي لم تكن تتضمن إشارة واضحة إلى المستقبل . فالاستدلال القياسي Syllogism الذي يؤلف علاقة منطقية بين المقدمات الكبرى والمقدمات المغرى والنتائج - على الرغم من أهميته - لم يكن مفيدا في الوصول إلى حقائق جديدة ، وبالتالي لايساعد على التطلع إلى المستقبل في العلم عن طريق التنبؤ . خذ المثال الآتى :

كل الحيوانات الثديية تلد	مقدمة كبرى
الخفاش حيوان ثديي	مقدمة مغرى
∴ الخفاش يلد	نتيجة

ان هذا النمط من التفكير الذي يتوجه من العام إلى الخاص لايقدم أى إشارة إلى احتمالات التنبؤ، ولم يظهر ذلك إلا حين توجه العلم نحو الاهتمام بالملاحظة المباشرة والوصول إلى العام من دراسة الحالات الخاصة ، وهو الاتجاه الذى ظهرت بوادره عند العلماء المسلمين وخاصة عند البيرونى وابن الهيثم ثم تحددت له طبيعته الشكلية على يد فرنسيس بيكون في القرن السادس عشر فيما سمي الطريقة الاستقرائية inductive . وبالطبع فإن جوهر الاستقراء ليس محض جمع ملاحظات متفرقة لحالات فردية ، والا تحول إلى عائق في سبيل التقدم العلمى ، وأصبح أى تنبؤ من خلاله مستحيلا . وإنما الواجب أن تؤدى الطريقة الاستقرائية إلى تعميم ، وعندئذ يمكن للبحث أن يشتق بعض النتائج الخاصة من هذا "التعميم" العام . وهكذا تكاملت الطريقتان الاستقرائية والاستنباطية فيما يسمى الطريقة الفرضية - الاستنباطية hypothetico-deductive . ويذكر تاريخ العلم، كما كتبته الأوربيون، أن جاليليو هو أول من أحدث هذا التوفيق بين الطريقتين في القرن السابع عشر . إلا أن تاريخ العلم في الحضارة العربية الإسلامية والإسلامية يؤكد لنا أن الرازى هو أول من تنبه إلى ذلك في الممارسة الطبية ، وتظل عبارته الشهيرة التى نقلها عنه ابن أبى أمية - شاهدنا على ذلك " متى كان اقتمار الطبيب على التجارب دون القياس

وقراءة الكتب خذل " (روزنثال ، ١٩٨٠) . وعموما فقد كان تشارلز داروين أول من استخدم هذه الطريقة المركبة في العلوم البيولوجية في القرن التاسع عشر ، ثم انتقلت بعد ذلك الى العلوم الانسانية والاجتماعية في القرن العشرين ، وبها استطاع الباحثون مياغسة مايطلق عليه فروض العلم ونظرياته وهي جميعا تحمل معاني التوقع والتنبؤ بحالات جديدة أو العلاجية للتطبيق عليها في المستقبل .

الا أن بعد المستقبل لم يتحدد بوضوح في المنهج العلمي للبحث الا مع نشأة مفهوم الانحدار regression في علم الاحماء الحديث . وقد تطور هذا المفهوم من أسلوب معامل الارتباط الذي ظهر في صورته الأصلية بهدف وصف العلاقات بين المتغيرات (أي ضمن المنهج الامبريقي الذي يتناول الوضع الراهن كما بينا آنفا) ، ثم سرعان ما اكتشف العلماء الامكانيات الهائلة التي يتضمنها هذا الأسلوب الاحصائي الهام ، ومن ذلك تقدير قيمة متغير مجهول من القيمة المعلومة لمتغير آخر طالما أن بينها علاقة محسوبة لمعامل الارتباط . وهذا هو جوهر التنبؤ الاحصائي حيث المتغير الذي نسمي للتنبؤ منه يسمى المتغير المنبئ ، والمتغير الذي نسمي للتنبؤ به يسمى متغير المحك فسمي المنهج الارتباطي أو المتغير المستقل والمتغير التابع على التوالي في المنهج التجريبي . وسمي الأسلوب الاحصائي المستخدم في هذه الحالة أسلوب تحليل الانحدار الذي قد يكون بسيطا أو متعددًا .

والسواء أن المتغير المنبئ predictor أو المتغير المستقل independent من ناحية ومتغير المحك criterion أو المتغير التابع dependent من ناحية أخرى ينتميان الى الاستدلال الشرطي الذي يتألف من العبارة :

إذا (حدث كذا) إذن (ينتج كذا) .

ويسمى الشق الأول من العبارة (الذي يتبع اذا) الشرط ، أما الشق

الثانى (الذى يتبع اذن) فيسمى جواب الشرط . ومعظم الفروض التى تسعى البحوث الامبريقية الى اختبارها تتخذ هذه الصورة سواء بشكل صريح أو غير صريح . واليك المثالان الآتيان :

(١) تؤدي الطريقة الكلية فى الممارسة (متغير مستقل) الى زيادة كفاءة التعلم ذى المعنى (متغير تابع) .
ويمكن مياغته فى صورة اذا... اذن ... على النحو الآتى :
اذا استخدم المفحوصون الطريقة الكلية فى الممارسة الذ
تزداد كفاءتهم فى التعلم ذى المعنى .

(٢) يمكن أن نستنتج أداء المفحوصين فى اختبار التحصيل (متغير محك) من أدائهم فى اختبار الذكاء (متغير منبى) .
ويمكن مياغته أيضا فى صورة اذا... اذن على النحو الآتى :
اذا كان أداء المفحوصين فى اختبار الذكاء معلوما (متغير منبى) اذن يمكن أن نستنتج أدائهم فى اختبار التحصيل (متغير محك) .

وبالطبع لكى ينتمى هذا النموذج الى التنبؤ كتوجه مستقبلى لابد أن يكون هناك فاصل زمنى بين المنبى أو المتغير المستقل من ناحية والمحك أو المتغير التابع من ناحية أخرى ، أما اذا تلازما أو تصاحبا فى الحدث فان النموذج ينتمى برمته فى هذه الحالة الى المنهج الامبريقى ويعد محض دراسة للحاضر أو الوضع الراهن ولا يتجاوزه .

نشأة وتطور علم المستقبل الحديث :

فى دراسة حديثة قامت عواطف عبدالرحمن (١٩٨٨) بعرض لنشأة وتطور الدراسات المستقبلية futurology وهو العلم الذى يتناول - على حد قولها - " الأحداث التى لم تقع بعد ويشير الى الفترات الزمنية التى لم تحل بعد ، وعندما تحل سوف تصبح حاضرا " . ولعل هذا التعريف يشير الى الفوارق الجوهرية بين دراسة الماضى ودراسة الحاضر من ناحية ودراسة المستقبل من ناحية أخرى . فالمنهج التاريخى يعتمد على شواهد وأدلة قابلة

للملاحظة يمكن الاستدلال منها على أحداث الماضي ، ومنهج دراسة الوضع الزاهن (المنهج المسحي) الذى يعتمد الأدلة التجريبية (الامبريقية) القابلة للملاحظة أيضا والتي يستنتج منها الظواهر موضع البحث . أما المستقبل فتعوزه هذه الأدلة والشواهد تماما لأن أحداثه وظواهره محض تمورات ذهنية . ولذلك فإنه إذا كان كل من المنهج التاريخي والمنهج الامبريقي يتفهمنا قدرًا من عدم اليقين (فى ضوء فلسفة العلم الحديثة) فإن هذا الالاقين يزداد حدة واتساعا فى الدراسات المستقبلية .

أضف الى ذلك أنه على الرغم من تنوع المفاهيم المستقبلية المتضمنة فى هذا العلم الجديد والتي تشمل التخطيط والتنبؤ والاسقاط والاستشراف ، وعلى الرغم أيضا من الاهتمام الكبير الذى تحظى به الدراسات المستقبلية فى الوقت الحاضر بعد البدايات المتواضعة التى شهدتها فى الأربعينات من القرن العشرين ، وعلى الرغم كذلك من كثرة عدد المهتمين بهذه الدراسات والتوسع فى إنشاء المراكز المتخصصة فيها (أشهرها نادى روما) ، وزيادة المؤلفات التى صدرت حول الموضوعات المستقبلية (وأشهرها كتابات الفين توفلر عن صدمة المستقبل والموجة الثالثة وغيرها) ، على الرغم من ذلك كله فإن دراسات علم المستقبل لاتزال فى حاجة الى مزيد من الجهد لتطوير وابداع منهج ملائم للبحث فيها .

وتوجد مجموعة من الشروط لابد من توافرها فى هذا النوع من البحوث نستلخصها من الاهتمامات الراهنة فى هذا الميدان نلخصها فيما يلى :

(١) تحديد المدى الزمنى للتخطيط أو التنبؤ أو الاسقاط أو الاستشراف للمستقبل الظاهرة موضع البحث . وأشهر تعنيف لهذه الآماد الزمنية ما أعدته جامعة مينيسونا (عواطف عبدالرحمن ، ١٩٨٨) الذى يتحدد فى خمس فئات هى :

- (أ) المستقبل المباشر : ويمتد من اللحظة الراهنة الى عام أو عامين .
- (ب) المستقبل القريب : ويمتد من اللحظة الراهنة الى فترة بين أكثر من عام أو عامين وأقل من خمسة أعوام .
- (ج) المستقبل المتوسط : ويمتد من الآن الى فترة أكثر من خمسة أعوام وأقل من عشرين عاما .
- (د) المستقبل البعيد المنظور : ويمتد من الآن الى فترة أكثر من عشرين عاما وأقل من خمسين عاما .
- (هـ) المستقبل غير المنظور : ويمتد من اللحظة الراهنة الى فترة أكثر من خمسين عاما .

موضع البحث ازدادات مسافة عدم اليقين، ومعنى ذلك أنه كلما اقترب البحث من المستقبل المباشر كان أكثر يقينية من ذلك الذى يقترب من المستقبل غير المنظور .

(٣) بسبب الطبيعة الجوهرية للدراسات المستقبلية فى أنها تتناول أحداثاً لم تقع بعد وظواهر لم تلاحظ بعد فلا بد لها أن تعتمد على أسلوب فى جمع "البيانات" يختلف كيفياً عن أسلوب المنهج الإمبريقي فى انتقاء العينات ، وهو الأسلوب الذى يستند إلى افتراض القابلية لتكرار الملاحظات من ناحية والتعميم من الجزء (العينة) إلى الكل (الأصل الإحصائي) من ناحية أخرى . وكلا الافتراضين لا يمدقان على بحوث المستقبل . وقد بذلت محاولات فى السنوات الأخيرة لابتكار أساليب ملائمة لجمع " بيانات " هذه البحوث لاستند على الافتراضين السابقين وأشهرها ثلاثة أساليب :

(أ) - المماثلة Simulation

(ب) بحوث العمليات Operational Research

(ج) تركيب المشاهد المستقبلية (السيناريوهات) Scenery formation.

وهذه جميعاً سنتناولها فى موضعها المناسب من هذا الكتاب .

ثانياً : تصنيف مناهج البحث تبعاً لحجم المبحوثين

الأساس الثانى لتصنيف مناهج البحث العلمى هو حجم المبحوثين ، ويمتد ذلك من دراسة الحالة الواحدة ، ويمر بدراسة عينة أو جسر من كل ، وينتهى بدراسة الأصل الإحصائي الكلى العام .

(١) دراسة الحالة (المنهج الإثنوجرافى والمنهج الكلينيكى) :

يعتمد هذا المنهج فى جوهره على دراسة " فرد واحد " ، وهذا

الفرد قد يكون شخصا ، وحينئذ يمدق عليه وصف دراسة الحالة case study ، وقد يكون مؤسسة أو نظاما أو ثقافة وحينئذ تنطبق عليه عبارة المنهج الاثنوجرافي * ethnography .

ومن المعيب تتبع تاريخ منهج دراسة الحالة لسببين أولهما تاريخها الموهل في القدم والذي يمتد الى البدايات المبكرة للتاريخ الاجتماعي للإنسان، وثانيهما لجوء العلوم الانسانية والاجتماعية والسلوكية المختلفة الى استخدام المنهج بالطريقة التي تناسبها .

وفي طريقة دراسة الحالة قد يسجل الباحث المعلومات عن الفرد أو الحالة موضوع الدراسة بهدف اعداد وصف مفصل له دون أن تكون لديه خطة ثابتة تبين أي هذه المعلومات أكثر أهمية من غيره . وقد يلجأ الباحث الى تسجيل هذه المعلومات على هيئة يوميات في صورة " سجلات قلمية " ، وقد يطلب من المفحوص (ان كان شخصا) أن يسري يومياته عن فترة معينة من حياته . وقد تمتد هذه الطريقة لتصبح سجلا للفرد أو الحالة التي يستخدم فيه الباحث مصادر عديدة للمعلومات مثل ظروف المفحوص الأسرية، والوضع الاقتصادي والاجتماعي ، ودرجة التعليم ونوع المهنة وسجله الصحي وبعض التقارير الذاتية عن الأحداث الهامة في حياة الفرد ، وأدائه في الاختبارات النفسية ، وكثير من المعلومات التي تحتاجها دراسة الحالة تتطلب اجراء مقابلات مع الفرد ، وعادة ماتتسم هذه المقابلات بأنها " غير مقننة " أي تختلف الأسئلة التي تطرح فيها من فرد لآخر .

وتعد من قبيل دراسة الحالة وتسجيل اليوميات سير الأطفال التي كتبها الآباء من الفلاسفة والأدباء والعلماء عن أبنائهم ، والتراجم التي كتبت عن بعض العباقرة والمبدعين ، والسير الذاتية التي

* الاثنوجرافيا فرع من فروع الانثروبولوجيا يهتم بالدراسة العلمية للثقافات الفردية في سياقها الخاص ، وهو بهذا المعنى ينتمي الى المنهج الذي اقتصم استخدامه في الماضي على الشخصيات الفردية والذي يطلق عليه دراسة الحالة ، وعلى هذا الأساس أدمجنا المنهجين معا في فئة واحدة .

النفس المرضى والعلاج النفسى والخدمة الاجتماعية على النمط
الكلينيكي الذى أشرنا اليه ، وبخاصة فى دراسة الحالات المرضية أو
غير السوية ، على الرغم من أن مصطلح المنهج
الكلينيكي نفسه يستخدم على نحو أكثر اتساعاً فى دراسة الحالات السوية
كما فعل جان بياجيه فى دراسة للنمو الإنسانى ، وكما فعل أيضاً
كثير من الباحثين فى ميدان سيكولوجية الشخصية .

وعلى الرغم من أن هذا المنهج - كما يرى (Bromley, 1986)
- لم يقدم اسهاماً جوهرياً فى تقدم العلم بعد النجاح العظيم الذى
أحرزه فى نظرية التحليل النفسى ، إلا أن النصف الثانى من القرن
العشرين شهد بعض انجازات وأهمها اثنان على وجه الخصوص :

(١) نظرية التكوينات الشخصية لجورج كيلي وطريقة جمع البيانات
المصاحبة لها والتي تسمى شبكة رصيد الخبرة (راجع فوس ، ١٩٧٢
لمزيد من التفاصيل) والتي تأكدت فعاليتها فى استطلاع الحالات
النفسية الفردية .

(٢) ظهور اجراءات تجريبية وشبه تجريبية فى السنوات الأخيرة جعلت
من الممكن اجراء بحوث مضبوطة على الفرد الواحد أو الحالة
الواحدة .

وعلى الرغم من أهمية هذه الأساليب وقيمتها عندما تستخدم
فى أغراض بحثية معينة ، إلا أنها ليست بدائل لمنهج دراسة الحالة
كما يجرى على الفرد الواحد فى سياقة الطبيعى أو المعتاد . ويسرى
بعض الباحثين المحدثين أن منهج دراسة الحالة ينتمى إلى المنهج
الإنسانى فى دراسة السلوك ، وهو المنهج الذى أسسه عدد من أقطاب
علم النفس الحديث على رأسهم موراى والبورث وماسلو وكارل روجرز .
وفيه يتم التركيز على الفرد الخاص idiographic دون القانون العام
nomothetic ، وعلى الحدس دون الاستدلال ، وعلى التعاطف
الوجدانى دون التحليل الموفوعى ، وعلى الوصف الكيفى دون الترميز
الكمى .

ويبدو لنا أن هذا التطرف في الاتجاه نحو الفردى والخاص والشخصي والحدس والوجداني والكيفي هو رد فعل عنيف ضد الاتجاه الحضاد الذي سيطر على العلوم الانسانية والاجتماعية وخاصة إبان طوفان السلوكية .

إلا أن التطرف في أحد الاتجاهين على حساب الآخر خلفت حدثه في الوقت الحاضر ، وأصبح الاهتمام في منهج دراسة الحالة بالسعي نحو جمع المعلومات عن الفرد بأفضل الطرق المناسبة للوصول الى تكهـن أو تشخيص أو علاج أفضل . وأصبحت المعرفة عن الفرد (شخصا أو مؤسسة أو ثقافة) ضالة الباحث أنى وجدها حصل عليها بأفضل الوسائل المتاحة والملائمة لها : المقابلة، الملاحظة ، تاريخ الحياة، السجلات والوثائق ، الاستبيانات والاختبارات وغيرها من الطرق الكمية . وبالطبع اذا توافرت للباحث نفس الأدلة من مصادر مختلفة ، أو اذا توصل الى نفس النتائج باستخدام طرق مختلفة فان ذلك يهيئ له مزيدا من الشعور " بالمعاب " في أدلته و " الثقة " في نتائجه . ويكون عمل الباحث حينئذ أشبه بعمل الملاح أو المساح اللذين يستخدمان المعلومات التي تتوافر لهما من مصادر مختلفة للتثبت من النتائج .

معنى ذلك أن الباحث الذي يستخدم منهج دراسة الحالة عليه أن يلجأ الى طرق متعددة ومصادر متنوعة لجمع المعلومات . ويطلق البعض على المنهج في هذه الحالة " المنهج الموسع لدراسة الحالة " ، إلا أنهم يقصرون استخدامه على دراسة الوحدات الاجتماعية الكبرى (قرية ، مدينة ، مؤسسة ، منظمة الخ) على مدى زمني طويل نسبيا .

إلا أن هذا التحديد لضرورة له من وجهة نظرنا ، فالمنهج بمورثته الموسعة يمكن أن يطلق أيضا على الوحدات الاجتماعية المعقـرى (أسرة ، جماعة ، أصدقاء ، الخ) بالإضافة الى ملاحيته للتطبيق على الفرد الواحد من الأشخاص . ففي هذه الأحوال جميعا يفيد تعدد الطرق والوسائل والأساليب في الوصول الى تحديد البنى والعمليات الأساسية التي يسعى الباحث الى استكشافها وتوصيفها والتي قد تطورها الخصوميات والخصائص العارضة اذا اعتمدنا على الطرق " الذاتية " وحدها في جمع المعلومات .

(٢) منهج دراسة العينة :

العينة sample هي جزء من كل أو بعض من جميع . وتتلخص فكرة منهج دراسة العينات في أنه إذا كان هدفنا الوصول إلى تعميمات حول ظاهرة معينة فإننا بالطبع لابد لنا من دراسة بضعة حالات لا أن نقتصر على حالة واحدة كما هو الحال في المنهج السابق ، فإذا كان عدد الحالات التي يشملها " الكل " الذي تنتمي إليه أو يتضمنها "الجميع" الذي يحتويها كبيرا أصبح من المستحيل دراسة جميع هذه الحالات . ولهذا يلجأ الباحث - كما يلجأ الإنسان العادي - إلى اختيار عدد محدود من هذا " الكل " يكون موضع الفحص والبحث والدراسة . ويسمى هذا الجزء المختار للبحث العينة . والهدف ليس مجرد دراسة هذه الحالات والوصول إلى نتائج حولها فقط وإنما " التعميم " إلى الكل أو الجميع الذي تنسب إليه . ويطلق على هذا الكل الذي يتم التعميم إليه " الأمل الكلي " population .

افتراضات العينة : يوجد افتراضان أساسيان لمفهوم العينة حتى يمكن استخدام أسماء العينة بالمعنى الذي أشرنا إليه وهما :

(١) افتراض التمثيل representation : ويقصد به أن تكون العينة ممثلة للأصل أي تكون ممثلة لجميع الوحدات التي يتألف منها الأصل . فالعينة الممثلة لتلاميذ المرحلة الابتدائية يجب أن يمثّل فيها هؤلاء التلاميذ من حيث الجنس والعمر والمستوى الاقتصادي والاجتماعي والمفوف الدراسية والبيئات الجغرافية والمستويات التحصيلية والعقلية ومعنى ذلك أن الباحث مطالب بتوصيف الأصل قدر المستطاع وتحديد الفئات التي تولّفه بحيث يمكن له تمثيلها عند اختيار العينة .

وعادة ما يهتم الباحث المبتدئ اهتماما كبيرا بحجم العينة أكثر من اهتمامه بمدى تمثيلها للأصل . بينما حقيقة الأمر أن عينة ممثلة

مؤلفة من ١٠٠ وحدة تكون أفضل كثيرا من عينة غير ممثلة ولو بلغ حجمها مليون وحدة . ويمكن أن نقارن في هذا العدد بين استطلاعيين للرأى أجريا عام ١٩٣٦ حول انتخابات الرئاسة الأمريكية قامست بأحدهما مجلة الملاحظات الأدبية ، وقام بالآخر معهد جالوب الشهير في ميدان قياس الرأى العام . وقد بلغ حجم العينة الأصلية في المجلة ١٢ مليوناً ، ومع ذلك لم تكن ممثلة ، فقد اختيرت من أسباب السيارات والأسماء الواردة في دليل التليفونات أرسلت اليهم بالبريد بطاقات استطلاع الرأى حول هذا الموضوع . ومن الطريف أن الذين أجابوا بالفعل كانوا ٢١٪ من هذه العينة الأصلية (حوالى مليونيين ونصف) وهو حجم ضخم ، بل غير مألوف ، لعينة بحثية ، ومع ذلك فإن النتائج لم تتفق مع ما حدث بالفعل ، لقد فاز فرانكلين روزفلت بأغلبية ساحقة في الانتخابات على الرغم من أن هذه العينة الضخمة لم تتوقع له ذلك . ومن الملفت للنظر حقا أن عينة معهد جالوب والتي لم يتجاوز حجمها ٢٠٠٠ من المبحوثين (وهى حوالى ١١٪ من العينة السابقة) كانت توقعها أصح وأدق . والسبب في ذلك أن العينة الأمفر كانت ممثلة بالفعل للأمل بينما العينة الأكبر لم تكن كذلك . فأجاب السيارات والأسماء التي ترد في أدلة التليفونات لم يكونوا يمثلون ناخبى الولايات المتحدة في عام ١٩٣٦ . أضف الى ذلك أن الذين ردوا على الاستبيان البريدى (والبالغ نسبتهم ٢١٪ من العينة الأصلية) ربما لم يكونوا أيضا عينة ممثلة للعينة الأصلية ، فربما ينشأ في مثل هذه الحالات ما يسمى التحيز الناتج عن الانتقاء الذاتى لدى أولئك الذين يشاهرون عادة على الإجابة على مثل هذه الاستبيانات ، وهى مشكلة لاتزال حتى الآن تهدد صدق البحوث المسحية عن طريق البريد .

معنى ذلك أن حجم العينة ليس محكما كافيا للحكم على صلاحيتها للتعميم على الأصل . وقد اتضح في المثال السابق أن عينة لايتجاوز حجمها ١١٪ من عينة أخرى كانت أملح للتعميم ، لأنها أكثر تمثيلا لخماص الأصل الذى اشتقت منه .

(٢) افتراض المعادفة chance : ويقعد به أن يكون اختيارنا للعيننة من النوع الذى يتحدد بعدد كبير من العوامل المستقلة المعقدة التى لا نستطيع التحكم فيها أو توجيهها ويتيح هذا التعقد والتعدد فى عوامل الاختيار فرما متكافئة متساوية للوحدات التى يتألف منها الأمل فى أن تكون موضع الاختيار . وهذا الافتراض يتضمن فى جوهره مفهوم العشوائية randomness .

وتحتل مسألة " عشوائية العينات " أهمية خاصة فى علم الاحصاء ، وخاصة الاحصاء الاستدلالي . فقبل أن تستخدم العيننة بطريقة ملائمة ومفيدة فى التعميم الى الأمل الكلى لابد أن تكون ممثلة لهذا الأمل - كما بينا فى الافتراض السابق . الا أن محك التمثيل فيه بعض المشكلات . والسؤال هنا : كيف يمكن للباحث أن يحدد تحديدا دقيقا أن خصائص أفل كلى معين ممثلة تمثيلا جيدا فى العيننة مالم تكن خصائص هذا الأمل الكلى معلومة بالفعل ؟

لنتأمل المثال الآتى: نفرض أن أحد الباحثين فى مجال التسويق يرغب فى دراسة أثر الاعلانات التليفزيونية فى السلوك الشرائى للمواطن المعمرى . انه لا يستطيع ، لاعتبارات عملية أن يجرى دراسته على " جميع المواطنين المعمرين " بل دراسة هذا الأمل الكلى لمن يكون أكثر جدوى - كما بينا من قبل - من تناول عيننة " ممثلة " لهذا الأمل . وحينئذ يكون عليه أن يحدد ما يسمى " المتغيرات الديموجرافية " التى قد تؤثر فى الاستجابة للاعلان التليفزيونى ومنها العمر والجنس والمهنة ومستوى الدخل والموقع الجغرافى وغيرها . ثم يكون عليه أيضا أن يستعين بالاحصاء الرسمى للسكان فى مصر (الذى يتم كل عشر سنوات) والمعادن المماثلة لتحديد النسب المئوية للأفراد فى الأمل الكلى الذين يقعون فى كل فئة من هذه المتغيرات الديموجرافية . ثم يكون عليه ثالثا أن يختار أولا العيننة فى كل فئة من هذه الفئات بنسب توافرها فى الأمل الكلى وذلك لضمان توافر خاصية التمثيل، وتسمى العيننة فى هذه الحالة بالعيننة الطبقيية .

إلا أن هذا الاجراء يندر أن يلجأ اليه الباحثون حتى مع أصول كلية أضيق نطاقا من المثال السابق، ومن ذلك تلاميذ مرحلة التعليم الأساسي أو عمال المصانع الثقيلة . بل أن بعض الأصول الكلية يعصب تحديد خصائصها بالتفصيل الذي يفرض بالفعل حسن تمثيل العينات لها . فإذا أضفنا إلى ذلك أننا لو عرفنا بالفعل خصائص الأصل الكلي فلماذا نكون في حاجة إلى " عينات " نقدر منها هذه الخصائص (حسب منطق الاحتمال الاستدلالي) ؟

لهذا كله كان اللجوء إلى افتراض العشوائية حلا سعيديا لكثير من مشكلات التمثيل في منهج العينات . وفي هذا يرى علماء الاحتمال أنه لو كانت العينة مختارة اختيارا عشوائيا تماما فإنها حينئذ تمثل الأصل الكلي الذي تنتمي إليه في جميع الخصائص والأبعاد . ولا يحدث ذلك إلا حين يعطى الباحث لكل وحدة من وحدات الأصل الكلي موقع البحث فرمسية متساوية في أن يقع عليها الاختيار لتكون ضمن عينة البحث دون أن يتدخل مطلقا بتحيزاته في هذا الاختيار . وحينئذ يمكن القول أن اختيار أفراد العينة أتاح " للمصادفة " أن تلعب دورها في تمثيل المتغيرات المختلفة التي يعنف اليها أفراد الأصل الكلي سواء كانت هذه المتغيرات حقيقية أو متوهمة ، مقيسة أو لا تقبل القياس . ومعنى ذلك أن الاختيار العشوائي المعتمد على عدم التدخل الإرادي للباحث والذي تتحكم فيه عوامل المصادفة يسمح - في حدود هامش معين من الخطأ - بأن تكون العينات ممثلة للأصل الكلي .

وقد يندمج افتراض التمثيل والمصادفة معا في نوع من العينات يسمى العينات الطبقية العشوائية ، وفيها يتم اختيار أفراد العينة بنسب وجودها في الأصل الكلي إذا توافرت للباحث خصائص هذا الأصل ، إلا أنه في اختيار الحالات في كل فئة من فئات هذه الخصائص يكون هذا الاختيار عشوائيا . لنفرض أن الباحث يهتم بأحد المتغيرات الديموجرافية في بحثه وهو " جنس المبحوثين " من الأطفال من سن ٦ سنوات في محافظة الجيزة وكانت النسبة المئوية للذكور في الأصل الكلي ٦٠٪ والإناث ٤٠٪،

ولنفرض أن العينة التي سيجرى عليها البحث تتألف من ١٠٠ مفحوص .
انه في هذه الحالة سوف يختار ٦٠ طفلا و ٤٠ طفلة اختيار عشوائيا
من الأصل الكلى لكل من الذكور والاناث على حدة من محافظة الجيزة
من سن ٦ سنوات .

وعادة مايكتفى الباحثون بالافتراض الثانى (المعادقة) كشرط
لسلامة اختيار العينة لأنه يتضمن توافر الشرط أو الافتراض الأول
(التمثيل) لأن الباحث الذى يضمن تساوى فرض الاختيار لجميع وحدات
الأصل الكلى يحمل في النهاية على عينة ممثلة له الا أن هذا لايتحقق
في جميع الأحوال كما سنبين فيما بعد .

أنواع العينات : في ضوء الافتراضين السابقين يمكن أن نعبر
أنواع العينات الشائعة الاستخدام في البحوث النفسية والتربوية
والاجتماعية .

(١) العينة العشوائية : يقصد بالعينة العشوائية تلك التي تتيح
لجميع وحدات الأصل الكلى فرما متكافئة للاختيار ، كما أن اختيار أى
وحدة من وحدات الأصل لايرتبط على أى نحو من الأنحاء باختيار وحدة
أخرى * . فجميع عمليات الاختيار تكون مستقلة عن كل من الفاحص والمفحوص
وتتحكم فيها المعادقة وحدها . وإذا حدث في هذه الحالة أى اختلاف
بين خصائص العينة وخصائص الأصل فعادة مايكون ضئيلا ويسمى خطأ العينة
وهو خطأ غير منتظم ويرجع في جوهره مرة أخرى الى المعادقة أيضا .

وتوجد طرق عديدة للاختيار العشوائى لأفراد العينة ، ومنهمـ

* من أمثلة الوحدات غير المستقلة أو المتداخلة في العينة أن
تتألف العينة من أزواج من التوائم ، لأن اختيار كل مفحوص يتضمن
بالضرورة اختيار أخيه التوأم . وعندئذ لاتلعب المعادقة دورها
الا في اختيار نصف المفحوصين أما النصف الآخر فاختياره حتمى أو
مؤكد وليس بالمعادقة .

طريقة القرعة ، وفيها تكتب جميع الحالات في قصاصات مطوية من الورق ، ثم تختلط هذه القصاصات معا في وعاء ضخم ويسحب منها العدد المطلوب من الأفراد للعينة. وقد يلجأ الباحث الى ما يسمى العينة النظامية Systematic حين تكون قوائم الأفراد في الأصل مرتبة بنظام لا يرتبط مباشرة بالمتغيرات موضع البحث ، وأشهر هذه القوائم الترتيب الأبجدي لأسماء الأشخاص حيث لا توجد صلة بين أن يبدأ اسم الشخص بحرف أبجدي معين وبعض صفاته كالطول أو الذكاء أو الاتجاه المحافظ . وفي هذه الطريقة قد يلجأ الباحث الى اختيار الأفراد في ضوء نسبة العينة الى الأصل . فاذا كان المطلوب مثلا اختيار $\frac{1}{10}$ الأصل فان الباحث يختار عشوائيا الاسم الأول من بين الأسماء العشرة الأولى في القائمة الأبجدية ، ثم بعد ذلك يختار الاسم العاشر الذي يليه فالذي يليه وهكذا . واذا لجأ الباحث الى هذه الطريقة فعلية أن يتأكد من عدم وجود خطأ الدورية periodicity في القوائم الأصلية ، ويقعد بذلك أن يكون الأشخاص في الترتيب الذي حدده الاختيار العشوائي الأولى لهم خصائص تميزهم عن غيرهم أو ترتبط بالمتغير التابع أو لها أثر فيه . ان العينة حينئذ تصبح عينة متحيزة . وهذا الخطأ لا ينشأ عادة في القوائم المرتبة أبجديا . الا أنه لتسهيل الأمر على الباحثين أعد علماء الاحصاء جداول خاصة بالأرقام العشوائية تفيد كثيرا في هذه الأغراض وخاصة اذا كانت وحدات الأصل مرقمة بالتتابع وان التعريف عليها يتم بالرقم وحده فاننا نستطيع الاختيار منها باستخدام الأرقام العشوائية تبعا لأي نظام ، ويمكن للقارئ أن يراجع جدول رقم ١٦ في الجداول الاحصائية التي أعدها لعلم النفس والعلوم الانسانية الأخرى المرحوم الدكتور/فؤاد البهي السيد (١٩٥٩) .

وبالطبع فان العينة العشوائية يتوافر فيها افتراض المعادفة كما أنها يجب أن تتضمن أيضا افتراض التمثيل، الا أن هذا قد لا يتوافر خاصة حين تكون العينات صغيرة فقد يحدث بالمعادفة ألا تكون العينة ممثلة كما نحب لها أن تكون وقد أشرنا الى أننا لانضمن توافر الافتراضين معا في العينة الا في العينة التطبيقية العشوائية .

(٢) العينة المتحيزة : العينة المتحيزة *biased* هي تلك التي يدخل قصد الباحث في اختيارها ، وتختلف عن العينة العشوائية اختلافا جوهريا يجعل منهما نقيضين . ولعل أخطر أوجه الاختلاف في نوع الخطأ السائد في كل منهما ، فإذا كان خطأ العينة العشوائية ينتمي إلى المعادفة وبالتالي يكون غير منتظم في حدوثه فإن خطأ العينة المتحيزة من النوع المنتظم حيث يكون لبعض الحالات فرصة أفضل من غيرها في الاختيار . ومن الأمثلة الشائعة على هذه العينات فـسـنـى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية عينات المتطوعين في البحوث العملية والمستجيبين لاستفتاء بریدی أو العينات التي تختار من الأسماء الواردة في دليل التليفونات أو من بين أصحاب السيارات وذلك في بحث يجرى عن الاتجاهات السياسية أو الاجتماعية مثلا .

ويجب على الباحث أن يكون واعيا باحتمال التحيز في عيناته ومعظم ما يقوم به من تحكم و ضبط منتظمين للشروط التجريبية هدفه منع حدوث التحيز أو تحديد آثاره في نتائج البحث ، وفي هذه الأحوال يجب أن يبذل كل جهد مستطاع في تحديد الشروط والظروف التي يتم فيها جمع البيانات ، وهذه المعرفة تفيد في تحديد ما إذا كان انتقاء الحالات متحيزا أم لم يكن . كما أن معرفة هذه الشروط يفيد في تحديد الدقيق للأمل الكلى الذى تختار منه العينة .

(٣) العينة الطباقية : من الإجراءات الشائعة الاستخدام في العينات للمساعدة في التحكم في التحيز والاحتمال على تمثيل دقيق للأمل ما يسمى الطريقة الطباقية *stratification* وهي خطوة في اتجاه التحكم التجريبى . وتستخدم في الجماعات الفرعية الأكثر تجانسا والتي تعد أصولا فرعية في أمل أكبر . ومن أمثلة البحوث التي تستخدم هذا النوع من العينات بحوث قياس الاتجاهات الاجتماعية، ففي مثل هذه الأحوال يجب أن تمثل العينة مختلف الاتجاهات السياسية والمستويات الاقتصادية والاجتماعية والجنس وسكان الريف في مقابل سكان الحضر والمستويات التعليمية والمناطق الجغرافية وبعبارة أخرى يتم البحث بالجماعات

الفرعية التي يمكن أن تولد في ضوء أي متغير يشك في أن تكون له علاقة بالمتغير موضوع الدراسة أو البحث .

وبعد ما يحدد الباحث المتغيرات الهامة في العينة يقوم بدراسة الأمل لتحديد النسب التي تقع في كل فئة منها ، ومن ذلك مثلا ما هي نسبة الذكور أو الإناث سكان الريف والحضر في كل مستوى اقتصادي واجتماعي ، وهكذا . وفي هذه الحالة يجب أن يراعى في اختيار العينة أن تمثل فيها هذه المجموعات أو الفئات بنسبها الصحيحة التي توجد في الأمل . ولكي يضمن الباحث توافر شرط التمثيل والمصادقة يمكنه في اختيار الأفراد في كل مجموعة أو فئة من هذه الفئات أن يلتزم بالعشوائية وفي هذه الحالة يكون الإجراء المستخدم في اختيار العينة هو ما يسمى بالعينة الطبقية العشوائية ، وهو أفضل طرق اختيار العينات لأنه قد يكون أكثر تمثيلا للأمل من العينات العشوائية الكاملة .

(٤) العينة القصدية purposive : وهي العينة التي تختار اعتباريا بسبب وجود دليل على أنها تمثل الأمل ، كان يختار الباحث إحدى المحافظات التي تعد ممثلة لجميع المحافظات وذلك في ضوء بحوث سابقة أو خبرات سابقة .

وهذه الطريقة قد تكون ملائمة إلا أنها تتطلب توافر معلومات سابقة كافية كما أنها تتضمن المخاطرة بأن بعض الظروف ربما تكون قد تغيرت بحيث لم يعد هذا القطاع من الأمل يمثل كما اعتاد من قبل أو قد لا يمثل في موضوع البحث الذي يجريه الباحث .

(٥) العينة العرضية incidental : ويقصد بها العينة التي يختارها الباحث لأنها الأكثر يسرا في الاستخدام والمتاحة له بالفعل . وكثير من البحوث النفسية والاجتماعية والتربوية استخدمت هذا النوع من العينات . فأغلب التجارب تجري عادة على طلاب الجامعات أو غيرهم من التلاميذ وخاصة أولئك الطلاب الذين يقوم الباحث بالتعامل معهم

مباشرة . وهذا النوع من العينات لا يفيد في أغراض التعميم على الأصل
والأكثر خطراً مخاطرة غير مجدية .

وتعميم النتائج من العينة إلى الأصل لا يتم بالطبع بدرجة كبيرة
من الثقة إلا إذا تحددت معالم هذا الأصل الذي تمثله العينة في كل
جانب هام يميزه . فإذا علمنا الخصائص الهامة للعينة العرضية أو
القصدية معرفة جيدة واستطعنا أن نبين أن هذه الخصائص تصدق على
أفراد آخرين فأننا نستطيع القول أن هؤلاء الأفراد ينتمون إلى نفس
الأصل الذي ينتمي إليه أفراد العينة .

ونقصد بالخصائص الهامة هنا المتغيرات التي ترتبط بالمتغير
التجريبي موضع البحث . وهي من نفس نوع المتغيرات أو الخصائص التي
أشرنا إليها في حديثنا عن العينة الطبقية كالعمر ومستوى التعليم
والمستوى الاجتماعي والاقتصادي والجنس وغيرها .

ونحب أن ننبه هنا إلى أن استخدام مصطلح " عينة " في حالة عدم
توافر شرط التمثيل والمصادقة محفوف بالكثير من المخاطر . ولهذا
يفضل الباحثون المعاصرون استخدام مصطلح " المفحوصون " subjects
في حالات العينات المتحيزة أو القصدية أو العرضية . وفي هذه الحالة
يجب أن يركز الباحث على خصائص العينة ويفعلها حتى يتيح الفرصة
لأي عينة أخرى مماثلة لها في هذه الخصائص أو لأي " أصل " افتراضي يمكن
أن تتوافر فيه هذه الخصائص أيضاً أن تعميم نتائج مثل هذه الأبحاث
إليها أو إليه . وفي هذا يكمن جوهر مفهوم " حدود البحث " والذي
يسه كثير من الباحثين فهمه . فالمعمود هنا هو حدود تعميم النتائج
من العينات التي لا تتسم بالتمثيل والعشوائية . فالتعميم هنا -
في أغلبه - من النوع التحولي transductive من الجزء إلى الجزء
أيضاً وليس من النوع الاستقرائي inductive (أي من الجزء
إلى الكل) الذي تتسم به العينات الممثلة والعشوائية .

(٢) منهج دراسة الأصول الكليسية :

البحوث التي تجرى على الأصل الكليسي population تكون أكثر فعالية مع أصول صغيرة ولهذا فنادرًا ما تستخدم مع أصول كبيرة - بل إن من الصعب - وقد يعمل الأمر إلى درجة الاستحالة العادية والاقتصادية إجراء بحث يتناول جميع أفراد أو وحدات الأصل الكليسي . وفي حالة الأصول الكبيرة يلعب الزمن المستغرق في إجراء البحث وملاحظة أو قياس جميع وحدات الأصل دورًا كبيرًا في خفض دقة القياس . فعلى مدى الفترة الزمنية الممتدة والمطلوبة لإجراء البحث قد تتغير خصائص بعض الأفراد بالنسبة للمتغير موضع الاهتمام ، كما أن مرور الوقت قد يعكس تغيرًا في الظروف التي يتعرض لها الأفراد الذين تشمل ملاحظتهم في بداية البحث وأولئك الذين يلاحظون في مراحل تالية منه . ولهذا لانكاد نجد بحوثًا من هذا القبيل ، وشاع استخدام منهج العينة بشرط أن تتوافر الافتراضات الأساسية للعينة الجيدة كما تناولناها في القسم السابق .

بحوث التعداد : إلا أن هناك نوعًا من البحوث يكاد يقتصر عليه استخدام منهج دراسة الأصول الكلية وهو ما يسمى التعداد census وأشهر أمثله التعداد العام للسكان والذي يشمل جميع الأشخاص الذين يعيشون في حدود سياسية معينة . فلانكاد نجد دولة حديثة لا تهتم بمعرفة عدد الأشخاص الذين يعيشون فيها ، وخصائهم الاقتصادية والاجتماعية الأساسية ، ومدى تأثيرهم بعمليات التغير الاجتماعي والبيولوجي (الولادة والوفاة) التي يتعرضون لها . وتؤلف هذه التعدادات مكونًا جوهريًا لعلم السكان . وقد تشمل وحدات أخرى غير الأشخاص كتعداد المصانع والمحاصيل الزراعية والتعدين والسكان والمؤسسات التجارية . كما تجرى هذه التعدادات بعض مؤسسات الدولة ومن ذلك التعدادات التربوية التي تقوم بها الإدارة المركزية للتعليم (الوزارة) أو إداراته المحلية .

ويرى (Taeuber, 1970) أن التعداد ممارسة إنسانية

قديمة قد تمتد أصولها الى نشأة النظام الحكومى ذاته . ولا يقدم لنا التاريخ معلومات كافية عن أول حاكم قام بمهمة تعداد السكان فى وطنه سواء للأغراض العسكرية أو لفرض الضرائب أو لتبرير التوسع الاقليمى . ومع ذلك فتوجد أدلة على أن تعداد السكان كان ممارسة مألوفة فى الحضارة المصرية القديمة ، كما استخدم فى حضارة اليابان القديمة ، وانتقل الى الفرس والعبرانيين واليونانيين والرومان . ومعظم هذه التعدادات المبكرة كانت تشمل قطاعات من السكان فقط ، وخاصة الرجال فى سن التجنيد . وكانت تعامل النتائج على أنها من أسرار الدولة .

ثم ظهرت بعد ذلك تعدادات لبعض وحدات الدولة . وكان أول اجراء لمثل هذا النوع من التعداد فى سويسرا على أساس الاقليم أو الكانتون فى القرنين الخامس عشر والسادس عشر الميلاديين . فقد شهد اقليم نورمبرج أول تعداد من هذا النوع عام ١٤٤٩م لتحديد مخزون الطعام المطلوب لمواجهة ظروف الحصار الاقتصادى . ومن المؤكد أيضا أن مدينة مدراس فى الهند أجرت تعدادا لسكانها وامكانياتها للاقتصاد فى عام ١٦٨٧م . الا أن التعداد بالمعنى الحديث فى أهدافه وطرقه لم يجر الا فى القرنين السابع عشر والثامن عشر فى المستعمرات البريطانية السابقة فى القارة الأمريكية . وهى الممارسة التى استمرت بعد الاستقلال وتكوين الولايات المتحدة الأمريكية فى عام ١٧٧٦م .

وظهر أول تعداد دورى فى الولايات المتحدة أيضا ، فقد بدأ فى عام ١٧٩٠م واستمر بعد ذلك دوريا كل عشر سنوات ولم ينقطع أبدا . كما ظهر فى بريطانيا التعداد الدورى فى عام ١٨٠١م واستمر لكل عشر سنوات أيضا ماعدا تعداد عام ١٩٤١م الذى لم يتم بسبب ظروف الحرب العالمية الثانية . وهو النظام الذى يلتزم به تعداد السكان فى مصر .

أما اذا كان التعداد بالمعنى الذى يتناول الأفراد كوححدات

منفصلة بدلا من التعامل مع الأسرة أو البيت household كوحدة - وهو المعنى الحديث لعلم التعداد - فان البداية في هذه الحالة تعود الى منتصف القرن التاسع عشر ، وقد بدأ بهذه الطريقة في مدينة بروكسل عام ١٨٤٢ م ، ثم في بلجيكا كلها عام ١٨٤٦ م ، وفي مدينة بوسطن عام ١٨٤٥ م ، ثم في الولايات المتحدة كلها عام ١٨٥٠ م ، وهو الاجراء الذي يستخدم في الوقت الحاضر .

ولكن نوضح طبيعة منهج دراسة الأصول الكلية في مورة تعداد يمكن الاستفادة من تعريف الأمم المتحدة لهذا المنهج ، وخاصة في تعداد السكان ، الذي ينص على أنه " عملية شاملة لجمع وتجميع أو تصنيف ونشر البيانات السكانية والاقتصادية والاجتماعية والتي تتوافر في زمن أو أزمنة محددة لجميع الأشخاص الذين يعيشون قطر معين أو حدود اقليمية معينة (عن Taeuber, 1978) .

كما تحدد الأمم المتحدة ٦ خصائص جوهرية لبحوث التعداد على النحو الآتي :

- (١) أن يتم تحت اشراف وطني ، فلا يمكن أن يوفر المصادر الضرورية ويفرض التشريع المناسب الا حكومة وطنية .
- (٢) أن يشمل حدودا محددة بدقة ، وبالطبع فان أي تغير في الحدود يؤثر في المقارنة بين التعدادات المتتالية ، واذا حدث فلا بد من تقديره بوضوح ومراحة .
- (٣) أن يتضمن جميع الأشخاص الذين يشملهم مدى التعداد دون تكرار أو حذف .
- (٤) أن يتحدد وقت معين للتعداد ، وحينئذ فان الأشخاص الذين يولدون بعد هذا الموعد يستبعدون منه ، كما أن الذين يتوفون بعده لا بد أن يدخلوا فيه .
- (٥) أن يتيح الحصول على المعلومات اللازمة للتعداد منفصلة من كل

فرد . وهذا لا يستبعد الحصول على معلومات من وحدات أكبر كالأُسرة أو المدرسة أو الممنوع . إلا أن هذه لا تجمع إلا لأغراض خاصة ، فالأصل دائماً هو جمع المعلومات منفصلة من كل شخص باعتبارها متميزاً بذاته .

(٦) أن تنشر بيانات التعداد . فلم تعد هذه المعلومات في الدولة الحديثة من أسرارها . وحسب معايير الأمم المتحدة لا يعد البحث التعدادي كاملاً ما لم يتم نشره على الجميع .

طبيعة بحوث التعداد :

لعل ما يجعل التعداد ينتمي إلى فئة البحوث تحديد أهدافه . وفي هذا العدد نشير إلى أن هذه الأهداف تتحكم فيها حاجات الدولة أو المؤسسة التي تقوم به في وقت معين . فالأسئلة ذات الأهمية الكبرى في بلد معين قد تكون أقل أهمية في بلد آخر ، وماله أهمية في وقت معين في البلد الواحد قد تقل أهمية في وقت آخر أيضاً ، ويتحكم في ذلك كله الظروف التي تمر بها البلاد ، والموارد البديلة للمعلومات ، والقدرة على تنظيم التعداد لتوفير المعلومات المطلوبة . ومع ذلك فقد أعدت الأمم المتحدة مجموعة من التوصيات للتعدادات السكانية القومية تشمل ما يلي :

محل الإقامة - العلاقة بالأسرة أو البيت - الجنس - العمر - الحالة الزوجية - محل الميلاد - المواطنة - حالة العمل (عاطل أو معول) - المهنة - الوضع المهني - اللغة - الخصائص القومية والعرقية (للأقليات إن وجدت) - مستوى التعليم - سنوات التعليم - عدد الأطفال (لكل امرأة) .

أما بالنسبة للأقطار التي لا تستطيع شمول جميع هذه العناصر فقد اقترحت قائمة مختصرة تمثل الحد الأدنى وتشمل : الجنس - العمر - الحالة الزوجية - بعض الأدلة على النشاط الاقتصادي .

وكل عنصر يشمل التعداد يحتاج الى تعريف واضح محدد . كما
أن بعض العناصر مثل الحالة الزوجية ونوع النشاط الاقتصادي ومستوى
التعلم تنطبق على الأفراد دون غيرهم .

ويجب أن يشمل التعداد جميع الأشخاص الموجودين في البلد أو
الاقليم أو المؤسسة في الوقت المحدد لجمع المعلومات . وفي التعداد
العام للسكان يشمل ذلك أيضا جميع المواطنين المقيمين خارج الوطن
إقامة مؤقتة أو طويلة الأمد في نفس الوقت ، كما يجب أن يشمل
الجماعات غير المستقرة كالبدو وعمال الترحيل .

وتوجد طريقتان أساسيتان لجمع معلومات التعداد هما : العد
المباشر والعد الذاتي . وفي الطريقة الأولى يقوم فاحص (يسمى
العداد) بجمع المعلومات مباشرة من الأفراد ، أما في الطريقة الثانية
فيتم إرسال استبيان الى الفرد يتضمن المعلومات المطلوبة ويطلب
منه اعادته الى السلطة المسؤولة من التعداد . وفي هذه الطريقة
تقتصر مهمة الفاحص على توزيع الاستبيان وجمعه ، وقد يساعد على ملء
بياناته ، ويعد مسئولا عن توافر الدقة في بيانات الاستبيانات .
وفي أقطار قليلة يطلب من الأفراد الذهاب الى أماكن محددة للتعداد .
وفي حالات أقل يفرض حظر تجول وقد التعداد ، وحينئذ لايسمح للشخص
بالتجول الا بعد أن يثبت أنه أدلى ببيانات التعداد . وفي معظم
الحالات يقوم الفاحص (العداد) بالانتقال الى الأفراد وجمع منهم
البيانات مباشرة .

وتمن الدول التشريعات اللازمة والتي تنص على ضرورة ادلاء الأفراد
بالمعلومات الكاملة والدقيقة كما تنص أيضا على سرية هذه المعلومات
وعدم استخدامها في أي أغراض أخرى غير أغراض البحث . الا أن التشريعات
وحدها لا تكفي لتوفير جو الطمأنينة اللازم لدى المواطنين ، وظروف
الثقة بينهم وبين مؤسسة جمع معلومات التعداد . وتدل الخبرات
المتوافرة من التعدادات في الدول النامية أن هذه المعلومات لا يأخذها

الكثيرون مأخذ الاهتمام أو الجد . أضاف الى ذلك أن الظروف الثقافية تلعب دورها في توجيه الأفراد نحو الدقة أو عدمها في الادلاء بالبيانات . ويعطينا متغير العمر مثالا واضحا على ذلك . فكثيرا ما يقدم الأفراد بيانات غير صحيحة عن أعمارهم أو أعمار آبائهم لأسباب مختلفة قد تكون موضوعية ناجمة عن عدم معرفة بالفعل للعمر الحقيقي (نتيجة لخلل نظم السجلات المدنية في بعض الأقطار أو في بعض الظروف التاريخية السابقة) أو بسبب الرغبة في الحصول على مكانة عالية حين تكون لأصحاب الأعمار الكبيرة هذه المكانة في المجتمع ، أو للحصول على مكاسب (كدخول الابن المدرسة أو التهرب من التجنيد الإلزامي أو الحصول على مزايا الضمان الاجتماعي) . ومن الأمثلة الأخرى الأكثر خطرا متغير الدخل الاقتصادي .

ولابدليل في جميع الحالات عن توافر قدر كاف من الثقة العامة في التعداد . فزيادة الثقة تؤدي الى دقة العائد . ويمكن زيادة هذه الثقة من خلال حملات اعلانية تشرح للناس أهمية بحوث التعداد وأهمية المعلومات التي تتوافر عنها للتخطيط والتنمية واعداد البرامج في المجالات الاجتماعية والاقتصادية والثقافية المختلفة . مع التركيز على أن هذه المعلومات لن تستخدم في غير الأغراض التي تجمع لها . وبالطبع فإن نجاح أو فشل مثل هذه الحملات يتوقف على الجو المناسب للثقة المتبادلة داخل المجتمع الواحد أو المؤسسة الواحدة ، ثم إن نجاح أي حملة اعلامية من هذا القبيل في توفير قدر من هذه الثقة قد يمتد بآثره الى مجالات أخرى .

ولتحسين نوعية النتائج التي يوفرها بحث التعداد تجرى بحوث كثيرة حول ثبات الاستجابة ودور الفاحصين (العدادين) وصياغة الأسئلة واتجاهات المستجيبين (المفحوصين) في المواقف المختلفة . كما تبذل جهود كبيرة في تدريب العاملين في البحث وخاصة على معاني المفاهيم المستخدمة وطرق جمع المعلومات . أضاف الى ذلك مايجب أن يتبع البحث من دراسة تقويمية له من حيث الاتساق الداخلي، واتساق

المعالجة والتحكم من الباحث كالجنس أو المستوى الاقتصادي الاجتماعي أو الذكاء . وحينئذ يمكن التوصل الى الاستنتاجات حول العلاقات بين المتغيرات دون تدخل مباشر من الباحث وإنما من التغير المتلازم في الحدوث بين المتغير المستقل والمتغير التابع .

وفي منهج المتغير البعدي تقتصر مهمة الباحث على انتقاء (وليس معالجة) المتغيرات المستقلة الملائمة لدراسة المتغير التابع موضع الاهتمام . أي أنه يفحص آثار معالجة حدثت بالفعل بشكل لا يد له فيه ولا حيلة وذلك بعد هذا الحدوث ذاته . ولهذا السبب لا يمكن افتراض وجود علاقة سببية بين المتغير المستقل والمتغير التابع . وفي مثل هذه البحوث إذا لم توجد علاقة بين المتغيرين فإن ذلك بالطبوع ينفي وجود علاقة سببية بينهما أما وجود علاقة بين المتغيرين فلا يعني بالضرورة وجود هذه العلاقة السببية .

ومن التعميمات التي تنتمي الى هذا النمط الأساسي تصميم مجموعة المحك criterion-group وفيه تتم المقابلة بين خصائص مجموعة معينة بخصائص مجموعة مضادة لها ، ولذلك يسمى هذا التصميم أحيانا بتصميم المجموعات المتضادة contrasted groups . ومن أمثلة البحوث التي تستخدم هذا التصميم تلك التي تقارن في متغيرات تابعة معينة بين الأطفال غير الأسوياء (ضعاف العقول مثلا) كمجموعة محك و الأطفال الأسوياء ، أو بين المعلمين الأكفاء كمجموعة محك وغير الأكفاء ، أو بين الأسر المتماسكة كمجموعة محك والأسر المنهارة . وقد يسعى الباحث الى دراسة بعض العوامل المرتبطة بهذه المجموعات المتضادة لاستطلاع " الأسباب " التي قد يكون له بعض الأثر في المتغير التابع موضع الاهتمام . وفي هذه الحالة يمكن دراسة العلاقة بين كل " عامل " من هذه العوامل والمتغير التابع .

(٢) المنهج الارتباطي :

في للمنهج الارتباطي يحاول الباحث أن يحدد مدى التلازم في

التغير بين متغيرين تابعين أو أكثر ، ومن ذلك مثلا دراسة العلاقة بين الاتجاهات الوالدية (كاتجاه الرفض) ونمو شخصية الطفل ، فمن الصعب ، ان لم يكن من المستحيل ، أن يطلب من بعض الأمهات أن يرفضن أبناءهن حتى يجرى الباحث تجربة كاملة عليهن وعلى الأبناء ، كما قد يصعب عليه أن يجد في الحياة الاجتماعية العامة آباء يرفضون أطفالهم بحيث يصنفهم في مجموعة في مقابل مجموعة أخرى تقبل الأبناء حتى يجرى عليهم بحثا شبه تجريبي . ولهذا فإن اجراء بحوث على مثل هذه المشكلات يكون من نوع مختلف تماما . ان الباحث قد يستخدم بعض الاستخبارات أو الاستفتاءات أو يجرى بعض المقابلات مع الأمهات ليتقن الاتجاهات الوالدية لديهن ، وحينئذ قد يجد أن بعض الأمهات ترفضن أبناءهن سيكولوجيا كما يجد مجموعة أخرى مقارنة من الأمهات تقبلن أبناءهن . فإذا كان أطفال مجموعتي الأمهات متكافئتين تقريبا في العمر الزمني والذكاء والمستوى الاجتماعي والاقتصادي وغير ذلك من العوامل الدخيلة ، يمكن للباحث أن يقارن بين سمات الشخصية لدى مجموعتي الأطفال مما يعطى معلومات عن العلاقة بين درجة الاتجاه الوالدي الرفض وسمات شخصية الطفل . ويعد هذا البحث ارتباطيا لأن علاقة السبب والأثر فيه غير واضحة كما هو الحال في البحث التجريبي وشبه التجريبي . ان نتائج هذا البحث التي قد تتمثل في أنه مثلا كلما زاد رفض الأم للطفل تزداد عدوانية الطفل ، وتقل عدوانيته مع نقص رفض الأم للطفل لاتتضمن علاقة سببية مباشرة . فهل يؤدي رفض الأم للطفل الى زيادة عدوانيته ؟ أم أن عدوانية الطفل تؤدي بالأم الى رفضه ؟ أم أن كلا من رفض الأم وعدوانية الطفل يتأثران بعامل ثالث غير معلوم ؟ ان كل مانحصل عليه من معنى هو وجود علاقة بين المتغيرين .

وقد يتطلب المنهج الارتباطي قياس متغيرين على الأقل ثم تحديد درجة العلاقة بينهما . وفي هذه الحالة يمكن أن يجرى البحث الارتباطي على مجموعة واحدة . ومن ذلك مثلا أن يقيس الباحث عدد الساعات التي يخصصها الطالب ليلا للاستذكار المنزلي والدرجة التي يحفل عليها في

الاختبارات التحصيلية ، ثم يحسب العلاقة بين المتغيرين بالنسبة لمجموعة من الأطفال . والأسلوب الاحصائي الذي يستخدم في هذه الحالة هو معامل الارتباط ، والذي يحدد التغير الاقتراني بين المتغيرين ، والذي يتراوح بين العلاقات الموجبة الكاملة والعلاقات الموجبة السالبة الكاملة ، وبينهما توجد العلاقات الجزئية موجبة أو سالبة ، والعلاقات العكسية (التي تدل على عدم وجود علاقة بين المتغيرين) . وبعبارة أخرى فإن معامل الارتباط يتراوح بين $+1$ ، -1 . وعادة ما يكون في صورة كسر عشري ، وتوجد معادلات احصائية لحساب مقدار معامل الارتباط سوف نتناولها بالتفصيل فيما بعد .

وتدل العلاقة الموجبة ($+1$ وما هو أقل منها) على أن العلاقة طردية بمعنى أن الزيادة في المتغير الأول تقترن معها زيادة في المتغير الثاني ، والنقص في المتغير الأول يقترن معه نقص في المتغير الثاني . ومن ذلك العلاقة بين الذكاء والتحصيل المدرسي التي تكون عادة في صورة معامل ارتباط مقداره (0.85) مثلاً . ومعناه أن الطفل الذكي يحتمل أن يزداد تحصيله والطفل الأقل ذكاءً يحتمل أن يقل تحصيله . أما العلاقة السالبة (-1 وما هو أكبر منها) فقد تدل على العلاقة العكسية . ومن ذلك العلاقة بين القلق والتحصيل المدرسي التي قد يعمل معامل ارتباطها الى (-0.65) ومعنى ذلك أن الزيادة في القلق يحتمل أن ترتبط بالنقص في التحصيل المدرسي ، والنقص في القلق يحتمل أن يرتبط بالزيادة في التحصيل المدرسي . وقد تكون العلاقة صفراً (أو مقداره ليس له دلالة احصائية) . ومن ذلك العلاقة بين الذكاء وطول القامة اللذين يبلغ معامل ارتباطهما 0.25 مثلاً (وهو معامل غير دال احصائياً ويعتبر صفراً بهذا المعنى) . ومعنى ذلك أن الطفل الذكي قد يكون قصيراً أو طويلاً أو متوسطاً ، وكذلك الطفل الأقل ذكاءً قد يكون أيضاً طويلاً أو قصيراً ، أي لا توجد وجهة محددة لاتجاه العلاقة بين المتغيرين .

ولمعامل الارتباط جانب آخر هام وهو مقداره . فمعامل الارتباط البالغ 0.9 لا يساوى معاملاً آخر مقداره 0.9 أو 0.7 حتى ولو كانت جميعها

دالة إحصائية. فمقدار معامل الارتباط الذي يقترب من الواحد الصحيح يدل قوة العلاقة بين المتغيرين ، وكلما اقترب معامل الارتباط من الصفر دل ذلك على ضعف هذه العلاقة . وفي جميع الحالات علينا أن نضع البحث الارتباطي في سياقه الصحيح ، أي أنه لا يتضمن علاقة سببية وإنما هو محض تغير اقتراني بين متغيرين . صحيح أنه توجد في الوقت الحاضر محاولات لتوسيع أفق معامل الارتباط ليشمل بعض المعاني السببية فيما يسمى تحليل المسار path analysis ، إلا أن المنهج الارتباطي يظل على وجه الإجمال منهجا غير سببي .

(٣) المنهج شبه التجريبي :

حينما يستعمل على الباحث تطبيق المنهج التجريبي بمعناه الكامل فإنه يحاول فرض قدر من التحكم على العوامل الدخيلة التي لها بعض الآثار المحتملة في السلوك موضوع الاهتمام . ويوجد في الوقت الحاضر عدة تسميات من هذا القبيل تجمعها تسمية عامة هي " المنهج التجريبي " quasi-experimental .

لنفرض أن أحد الباحثين أراد أن يدرس أثر الحرمان من الأسرة في النمو الاجتماعي للطفل . أن تطبيق المنهج التجريبي الكامل في هذه الحالة يتطلب تقسيم المفحوصين من الأطفال عشوائيا إلى مجموعتين أحدهما يظل يعيش مع أسرته بينما يودع الآخر في إحدى دور الرعاية وذلك طول فترة التجربة ، ثم تقارن المجموعتان في النمو الاجتماعي . وبالطبع فإن معظم الأسر ترفض أن تسمح لأطفالها بالمشاركة في تجربة من هذا النوع . كما أن النظام الاجتماعي لا يوافق على ينفلخ الطفل عن والديه وأن يودع في مؤسسة من أي نوع ، إلا في بعض الاستثناءات القليلة الشاذة في التاريخ (معسكرات أسيرة في التاريخ القديم والكيويبترات الإسرائيلية في التاريخ الحديث) ، بل إن مثل هذا الإجراء يستحيل حدوثه في المجتمع الإسلامي الذي تضع شريعته الأسرة في مكانة رفيعة من البناء الاجتماعي . ولهذا فلانما من أن يلجأ الباحث عندئذ إلى تصميم

شبه تجريبي . وفي هذه الحالة يقارن بين مجموعتين من الأطفال — أحدهما تعيش مع أسرهما الطبيعية والأخرى تعيش في أحد دور الرعاية (ملجأ أو مؤسسة اجتماعية أو مدرسة داخلية أو دار حضنة) نتيجة لظروفها الاجتماعية .

ومعنى ذلك أن شبه التجربة هي دراسة يلاحظ فيها الباحث نشائج حدث طبيعي أو قرار متعل بالسياسة الاجتماعية يفترض فيه أن له أثر على حياة الإنسان ، ويشمل ذلك على سبيل المثال الرعاية الاجتماعية أو برامج ما قبل المدرسة في دور الحضنة ورياض الأطفال أو التعليم في المدارس الخاصة وغيرها . ويكون المتغير المستقل في هذه الحالة هو الحدث أو الظروف الذي يفترض فيه أن تؤثر نواتجه على الذين يتعرضون له . والباحث هنا لا يستطيع أن يتحكم في المتغير المستقل — كما يفعل الباحث التجريبي — ويوزع المفحوصين على مختلف المعالجات ، فالتوزيع أحدثته الظروف المعتادة للحياة اليومية وعلى الباحث أن يدرس آثاره حينما وأينما تحدث بالفعل .

وتتفاوت البحوث شبه التجريبية في الكيف . ولعل أفضل تصميمات هذا النوع من البحوث أن يختار الباحث لمجموعته الضابطة أفراداً من الذين يوضعون في قوائم الانتظار للالتحاق بالبرنامج أو المعالجة موضع الاهتمام ، مثل قوائم الانتظار للالتحاق بالمدارس الخاصة أو دور الحضنة . ولعل هذا يوفر قدراً من القابلية للمقارنة بين المجموعة الضابطة والمجموعة التجريبية ، على الأقل في متغير الرغبة في المشاركة في البرنامج أو المعالجة إن كانت لها جاذبية ، أو عديم الرغبة في ذلك إن لم تكن لها هذه الجاذبية . وهذا أفضل بالطبع من اختيار المجموعة الضابطة من " غير الملتحقين بالمدارس الخاصة " أو " غير الملتحقين بدور الحضنة " ، وهم أولئك الذين لم يسع أبداً لهم الالتحاقهم بالبرنامج . وفي هذه الحالة قد تكون هناك اختلافات جوهرية بين الآباء في المجموعتين ، وقد تكون لمتغيرات أخرى مثل حجم الأسرة والدخل والمستوى التعليمي للوالدين أهمية أكبر من برنامج

دار الحضانة أو المدرسة الخامسة في أحداث الطروق بين مجموعتين الأطفال . وهكذا تظل نتائج شبه التجربة مفتوحة لتفسيرات متعددة ، ولا تؤدي إلى تحديد قوى لعلاقة السبب والأثر كما هو الحال في المنهج التجريبي الكامل .

(٤) المنهج التجريبي :

التجربة هي نوع من الملاحظة المقننة أو المضبوطة ، إلا أنها تتميز من محض الملاحظة في أنها تتطلب تدخلا أو معالجة يقوم بها الباحث أو المحرّب . فالمحرّب هو الذي يطمع أحد العوامل أو المتغيرات ويتحكم فيه ويعالجه ولهذا يسمى المتغير المستقل ، ثم يلاحظ ما إذا كان عاملا أو متغيرا آخر (أو مجموعة أخرى من العوامل والمتغيرات) تختلف تبعاً لاختلاف المتغير المستقل وكيف يحدث هذا الاختلاف ، ويسمى هذا العامل الآخر المتغير التابع ، أما باقي العوامل والمتغيرات فيجب أن تظل ثابتة أي لايسمح لها بالتغير ، وفي هذه الحالة توصف هذه المتغيرات الدخيلة بأنها تم التحكم فيها حتى لا تتداخل في تفسير النتائج . وقبل أن يقوم الباحث بتجربته قيادة مايموغ " فرضا " يتطلب الاختيار . ولكي نوضح ذلك نضرب المثال التالي : نفرض أن باحثا تجريبيا أراد أن يدرس آثار الدرجات المختلفة من الاحباط في سلوك العدوان لدى الأطفال . في هذه الحالة يكون الفرض هو أن زيادة درجة الاحباط تؤدي مقدار السلوك العدواني لدى الطفل ، ويمكن للباحث أن يختبر هذا الفرض تجريبيا باستخدام ثلاث مجموعات من الأطفال يتعرض كل منها لطرف خاص أو معالجة خاصة : مجموعتان تجريبيتان ومجموعة ضابطة ، بحيث تتساوى المجموعات الثلاث تقريبا في الخصائص التي لاتهم الباحث في هذه التجربة ولكنها قد تؤثر في التعبير عن العدوان مثل العمر الزمني ومستوى التعليم والجنس والصحة والذكاء والمستوى الاقتصادي والاجتماعي ، وبعبارة أخرى فإن الباحث يثبت هذه العوامل ، وعندئذ يمكنه أن يعالج على النحو الذي يشاء المتغير المستقل الذي يهتم به وهو مقدار الاحباط . وبعد ذلك

يمكنه أن يعرض المجموعات الثلاث لدرجات مختلفة من الاحباط . فمثلا قد يعرض على المجموعة الأولى من الأطفال عددا من المشكلات التي تستعص على الحل ويعطيهم تعليمات تتضمن وصف هذه المشكلات بالسهولة وقابليتها للحل ويطلب منهم أن يعملوا على حلها خلال فترة زمنية محددة ، وبهذا تتعرض هذه المجموعة لأكثر مقدار من الاحباط والمجموعة الثانية قد تعرض عليهم مشكلات صعبة ولكنها تقبل الحل ويطلب منهم حلها في نفس الفترة الزمنية ، وبالطبع فان هذه المجموعة تتعرض أيضا للاحباط ولكن بمقدار أقل . أما المجموعة الثالثة الضابطة فيطلب منها أداء أعمال سهلة لا تؤدي الى احباط . ويضع الباحث المجموعات الثلاث في مواقف اجتماعي أثناء حل المشكلات حتى يمكن ملاحظة وتسجيل سلوكهم العدواني .

في هذه الحالة يمكن للباحث أن يحدد ما اذا كانت زيادة درجة الاحباط تؤدي الى زيادة مقدار العدوان وهو ما يتوقعه فرض البحث . وتحقق صحة هذا الفرض اذا وجد الباحث أن المجموعة التي تعرضت لأكثر قدر من الاحباط سلكت سلوكا عدوانيا أكبر من غيرها والمجموعة الضابطة سلكت سلوكا عدوانيا أقل من غيرها .

والميزة المريدة والهامة في التجربة هي أنه حين يتم التحكم في العوامل الدخيلة فان المتغير المستقل يؤثر تأثيرات واضحة لأن التغيرات فيه تنعكس بآثارها في المتغير التابع وهو ما يمكن البرهنة عليه مباشرة من نتائج البحث التجريبي . وبدون الاجراءات التجريبية يكون من الصعب الحكم على مدى اسهام جميع العوامل التي تؤدي الى نتيجة معينة أو تحدث أثرا خاصا حكما دقيقا . فمثلا نجد أن شدة الاستجابات العدوانية لدى الأطفال تتأثر بعوامل كثيرة مثل الجنس والمستوى الاقتصادي والاجتماعي وخبرات الاحباط السابقة ووجود سلطة الكبار أو عدم وجودها ثم الخوف من العقاب على السلوك العدواني . والطبع يمكن للدراسات التي تعتمد على الملاحظة المباشرة أن تعطينا بيانات هامة عن أثر هذه المتغيرات الا أن اجراء التجارب المضبوطة يعطينا

بيانات أكثر دقة ووضوحاً . كما أن التفسير السببي لا يزودنا به
بوضوح إلا المنهج التجريبي .

وتوجد تعميمات تجريبية عديدة سوف نتناولها في موضعها من هذا
الكتاب ، إلا أن ما يهمنا أن نشير إليه هو مسألة الضبط والتحكم
التجريبى التى ترددت كثيراً فيما سبق . وأشهر الطرق لتحقيق ذلك
ما يسمى بالتوزيع العشوائى للمفحوصين على المعالجات التجريبية
المختلفة . وهى طريقة تهيئ لكل مفحوص فرصة متساوية لأن يتعرض لأى
معالجة أو شرط فى الموقف التجريبى دون أى قيد متعمد من الباحث .
وبهذا يمكن للعوامل المختلفة التى قد تؤثر فى المتغير التابع
أن تتوزع عشوائياً داخل كل شرط (أو معالجة) تجريبية وبين هذه
الشروط أو المعالجات .

وعلى الرغم من أن المنهج التجريبى هو أقوى المناهج فى اختبار
العلاقات السببية والتى تقود الى تفسيرات مقنعة فإن فيه بعض المشكلات
التي تلخصها فيما يلى :

(١) مجرد وجود المفحوص ضمن اجراء تجريبى قد يؤثر فى سلوكه
ويجعله يفتقد التلقائية والطبيعية التى تميز طرق الملاحظة المباشرة
وإذا حدث ذلك فإن نتائج التجربة لن تعدق على أحداث الحياة الواقعية .

(٢) البيئة " العملية " المضبوطة المقننة التى عادة ماتجرى
فيها البحوث التجريبية هى أيضاً بيئة اصطناعية للغاية ومن المتوقع
للمفحوصين أن يسلوكوا على نحو مختلف فى مواقف الحياة الفعلية . ولهذا
يجب ألا تنتقل نتائج بحوث العمل الى العيdan انتقالاً مباشراً ، وإنما
على الباحث أن يمر بخطوات عديدة فى سبيل ذلك . وقد عرضنا هذه
الخطوات فى موضع سابق (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٨٤) .

وأجدى طرق التغلب على هذه المشكلة تعميم تجارب تبدو طبيعية

للمفحوصين ويمكن جعل الموقف التجريبي أكثر طبيعية للأطفال مثلا بأن تجري التجربة في موقف معتاد كالبيت أو المدرسة . كما أن الأطفال قد يسلكون على نحو أكثر طبيعية إذا قام والدوهم أو معلموهم بدور المجربين بدلا من وجود شخص غريب لا يعرفونه بشرط تدريب هؤلاء على شروط التجربة وإجراءاتها . كما يمكن عرض الموقف التجريبي على نحو يتفق مع ميول الأطفال كأن تعرض أسئلة اختبار الذكاء أو الابتكار عليهم على أنها نوع من الألعاب أو الألغاز بدلا من أن تكون أسئلة في اختبار . كما يمكن للباحث إجراء تجربة ميدانية في البيئة الطبيعية بالفعل التي تجعل الأطفال لا يشعرون بأنهم موضع " تجربة " . وهذا الأسلوب يجمع بين مزايا الملاحظة الطبيعية والضبط الأكثر احكاما في الموقف التجريبي .

(٣) التوزيع العشوائي للمفحوصين على مجموعات المعالجة يحدث في بعضهم استجابات سلبية إزاء الموقف التجريبي ، وخاصة إذا كان على المفحوص أن يعمل مع مجموعة لا يحب الانتساب إليها . ومعنى ذلك أن الباحث التجريبي عليه أن يتعامل مع مفحوصيه على أنهم بشر ، وإذا نشأت مثل هذه المشكلات عليه أن يواجهها ويحلها في الحال لا أن يتجاهلها ، لأن مثل هذه الاتجاهات السلبية لدى بعض المفحوصين قد يهدد مدق نتائج البحث .

(٤) الأجهزة والأدوات والمواد التي تستخدم في الموقف التجريبي، وخاصة داخل المعمل قد تؤدي بالمفحوص إلى الاعتقاد بأن عليهم أن يسلكوا على نحو معين . ومن ذلك مثلا أن يطلب منه حفظ مقاطع عديمة المعنى ، وهو ما لا يفعله عادة في حياته اليومية .

(٥) توقعات المجرب قد تؤثر في نتائج التجربة . فالباحث الذي يعتقد بشدة في صحة فرضه فإنه قد يلجأ - ولو عن غير قصد - إلى تهيئة الشروط التي تدعم هذا الفرض . ولعل هذا يفسر لنا كثرة الفروض التي " تتحقق " في بحوثنا العربية ، بينما نسبة كبيرة منها لا يتحقق

في البحوث التي أجريت في بيئات أخرى . بل لعل هذا يفسر لنا ما نلاحظه على بعض الباحثين الذين يشعرون بالضيق والقلق حين لا تتحقق فروضهم . وهذا كون من الخطأ الفاحش في فهم طبيعة البحث العلمي . لقد صارت الفروض عند بعض الباحثين جزءاً من نظامهم " العقيدى " لا قضايا تقبل المحة والخطأ على أساس الأدلة والشواهد الموضوعية .

وللتغلب على هذه المشكلة يقترح علماء مناهج البحث المعاصرون استخدام أسلوب اجراء التجارب بطريقة " معماة " على الفاعمين، وفي هذه الحالة لا يعلم الفاعصون ولا المفحوصون أى معالجة يشاركون فيها الا بعد انتهاء التجربة .

وبالرغم من هذه المشكلات تبقى للمنهج التجريبي قيمته العظمى في تزويدنا بأدق فهم لطلاقات السبب - النتيجة في دراسة السلوك الانساني .

رابعاً : تصنيف مناهج البحث حسب أهداف الدراسة :

التصنيف الرابع لمناهج البحث في العلوم الانسانية والاجتماعية الذي نقترحه في هذا الكتاب هو حسب أهداف الدراسة التي يقوم بها الباحث ، وفي هذا العدد يمكن التمييز خاصة بين أهداف الوصف والتفسير والتنبؤ والتحكم ونعرض فيما يلي مناهج البحث في ضوء هذا التصنيف :

(١) المنهج الوصفي :

على الرغم من أن هدف الوصف هو أبسط أهداف العلم الا أنه أكثرها أساسية ، فبدونه يعجز العلم عن التقدم الى أهدافه الأعلى ، والمهمة الجوهرية للوصف هي أن يحقق للباحث " فهما " أفضل للظاهرة موضع

البحث . ولذلك فالباحث في علم نفس النمو مثلاً عليه أن يجيب أولاً على أسئلة هامة مثل : متى تبدأ عملية نفسية معينة في الظهور ؟ وماهي الخطوات التي تسير فيها سواء نحو التحسن أو التدهور ؟ وكيف تؤلف مع غيرها من العمليات النفسية الأخرى أنماطاً معينة من النمو ؟

خذ مثلاً على ذلك : اننا جميعاً نلاحظ تعلق الرضيع بأمه ، وأن الأم تبادل ظنّها هذا الشعور ، والسؤال هنا : متى يبدأ فطور التعلق attachment في الظهور ؟ وماهي مراحل تطوره ؟ وهل الطفل المتعلق بأمه تعلقاً آمناً يكون أكثر قدرة على الاتصال بالغرباء أم أن هذه القدرة تكون أكثر لدى الطفل الأقل تعلقاً بأمه ؟ هذه وغيرها أسئلة من النوع الوصفي .

ويجيب عن هذه الأسئلة بالبحث الامبريقي الذي يعتمد على الملاحظة المنظمة للسلوك الانساني سواء كانت مقننة أو غير مقننة ، وتسجيل وتقدير هذه الملاحظات بدقة وموضوعية .

وكانت أقدم الملاحظات المنظمة المسجلة التي تتعلق بنمو الأطفال مثلاً مايسمى " سير الأطفال " والتي ظهرت في أواخر القرن الثامن عشر وفي القرن التاسع عشر ، وتتلخص في وصف نمو طفل واحد (هو في العادة ابن الباحث أو قريبه) في محاولة لتتبع التغيرات في النواحي الحسية والحركية واللفوية والقدرة العقلية . والواقع أن هذه الأعمال متحيزة وتعتمد على ملاحظات انتقائية وبالتالي لايمكن أن تعد من نوع الملاحظات العلمية ، ولكنها مع ذلك أشارت اهتماماً كبيراً بدراسة الأطفال وأشارت المشكلات الجوهرية في سيكولوجية النمو مثلاً .

مع الاستمرار في المثال الذي نحن بصدده من مجال سيكولوجية النمو نذكر أيضاً أنه في نهاية القرن التاسع عشر بدأ عالم النفس الأمريكي ج. ستانلي هول البحث بحثاً منهجياً فيما أشار اليه باسم دراسة محتويات عقول الأطفال " وقد طبق عدة استخبارات - وهي مجموعة من

الأسئلة يمكن الإجابة عنها كتابة من مجموعات كبيرة من الأطفال . وأعدت هذه الاستخبارات لجمع معلومات عن سلوك الأطفال والمراهقين واتجاهاتهم وميولهم . وقد كان غرض هول - مثل غرض كتاب سير الأطفال - وصف طبيعة " محتويات العقول " وصفا دقيقا ، وتشمل هذه المحتويات الأفكار والمشاعر والانفعالات . ويشمل هذا الوصف " لعقول " الأطفال من مختلف الأعمار وتحديد اتجاهات التفكير مع زيادة العمر .

• وبزيادة الاهتمام بالظواهر النفسية والتربوية والاجتماعية ابتكر العلماء طرقا أفضل وجمعوا بيانات أدق تصف لنا الجوانب المختلفة لهذه الظواهر واستخدموا في سبيل الوصول الى ذلك مختلف أدوات جمع البيانات كالملاحظة والاستبيانات والمقابلات والاختبارات حسب طبيعة الظاهرة ويسر أو عسر استخدام هذه الأدوات معها .

وتزودنا نتائج هذه البحوث الوصفية بثروة هائلة من الحقائق الجزئية التفصيلية . وبالطبع يهتص على المرء تذكر كل هذه التفاصيل . ولهذا السبب فانه من العلائق الجزئية المباشرة وغير المباشرة يمكن للوصف أن يترقى الى مستوى من التحميم يشمل ما يسمى بنسب المفاهيم concepts والتي تدل على ثبات من هذه الملاحظات الجزئية يتم تصنيفها وعنوانتها على أساس خصائصها المشتركة ، وحينئذ تظهر القوائم والجداول التصنيفية taxonomies الموفولوجية morphological (أشهرها في الكيمياء جدول مندليف) . وتوجد في العلوم الانسانية الحديثة قوائمها وجداولها أيضا ، لعل أشهرها في علم النفس تصنيفات الدوافع وتصنيفات الانفعالات وفئات القدرات العقلية وسمات الشخصية . وقد استخدم في كثير من تصنيفات هذه العلوم منهج التحليل العائلي الذي سنشير اليه فيما بعد في هذا الكتاب .

والمنهج الوصفي يحاول الإجابة على السؤال الأساس في العلم و ماذا ؟ أي ماهي طبيعة الظاهرة موضع البحث ، ويشمل ذلك تحليها بنيته وبيان العلاقات بين مكوناتها . ومعنى ذلك أن الوصف يهتم

أساسا بالوحدات أو الشروط أو العلاقات أو الفئات (التمهيدات) أو الانساق التي توجد بالفعل ، وقد يشمل ذلك الآراء حولها والاتجاهات إزاءها ، وكذلك العمليات التي تتضمنها والآثار التي تحدثها والمتجهات التي تنزع إليها ، ومعنى ذلك أن السؤال الوصفي قد يمتد إلى تناول كيف تعمل الظاهرة . وبالطبع قد يعتمد المنهج الوصفي بهذا المعنى إلى الماضي (في المنهج التاريخي) أو إلى الحاضر (في المنهج الأمبريقي) والذي يسمى حينئذ منهج الحاضر (survey) أو إلى المستقبل حين تصبح الدراسة المستقبلية محض وصف لما سوف يحدث .

ومن المهم أن ننبه هنا إلى أن البحوث الوصفية تقريرية في جوهرها ومهمة الباحث فيها أن يعرف الوضع الذي كانت عليه الظاهرة أو التي عليها بالفعل أو التي ستكون عليها دون تدخل الأحكام القيمية ، فإذا أضاف الباحث هذا العنصر أصبح البحث من نوع بحوث التقويم التي سوف نتناولها فيما بعد .

(٢) المنهج التفسيري :

الهدف الثاني للعلم هو التعمق فيما وراء الظواهر التي تقبل الملاحظة ، والبحث عن أسباب حدوثها . والتفسير يعين الباحث على تحليل الظواهر موضع البحث من خلال الإجابة على سؤال : لماذا ؟ بينما الوصف كما قلنا يجب على السؤال : ماذا ؟ وكيف ؟

رغم أن الوصف ظل هدفا سائدا في ميادين العلوم الانسانية لسنوات طويلة فإن البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية الحالية تركز على الهدف الثاني وهو التفسير . ومن ذلك أن يسأل الباحث أسئلة مثل : لماذا يتخلف الطفل في المشي أو يكون أكثر طلاقة في الكلام ، أو أكثر قدرة على حل المشكلات المعقدة بتقدمه في العمر؟ وإلى أي حد ترجع هذه التغيرات إلى " الفطرة " التي تشمل الخصائص

البيولوجية والعوامل الوراثية ونفج الجهاز العصبي ؟ وإلى أى حد ترجع إلى " الخبرة " أى التعلم واستشارة البيئة ؟

والاجابة على مثل هذه الأسئلة تتطلب من الباحث أن يتوجه ببحثه وجهة تفسيرية . ويسير ذلك فى اتجاهين أحدهما يجيب على السؤال لماذا تحدث الظاهرة ؟ ، وثانيهما لماذا تستمر هذه الظاهرة فى الحدوث ؟ وعادة ماتبدأ الاجابة فى بعض العلوم الانسانية بتقصي الدور النسبى للفطرة (الوراثة) والخبرة (البيئة) .

فمثلا اذا كان الأطفال المتقدمون فى الكلام فى عمر معين يختلفون فى وظائف المخ عن المتخلفين نسبيا فيه نستنتج من هذا أن معدل التغير فى السير اللغوى قد يعتمد على الوراثة . أما اذا كشفت البحوث عن أن الأطفال المتقدمين فى الكلام يثقلون تشجيعا أكثر على انجازهم اللغوى ويمارسون الكلام أكثر من غيرهم فاننا نستنتج أن التحسن فى القدرة اللغوية لدى المجموعة الأولى يمكن أن يعزى - جزئيا على الأقل - إلى الزيادة فى الاستشارة وفى ممارسة الكلام .

وفى الأغلب نجد أن من الواجب علينا لتفسير الظواهر أن نستخدم المعارف المتراكمة فى ميادين كثيرة من العلوم مثل نتائج البحوث فى مجالات التعلم والادراك والدافعية وعلم النفس الاجتماعى وسيكولوجية الشخصية والوراثة وعلم وظائف الأعضاء والانثروبولوجيا وعلم الاجتماع .

واليك بعض الأمثلة على العلاقات بين هذه الموضوعات المتعددة ، فبعض الخصائص مثل المظهر الجسمى ومعدلات النمو الجسمى والذكاء وبعض مور الضعف العقلى والمرض العقلى تتحدد جزئيا بالوراثة ، ولكى نفهم هذه النواحي فهما كاملا فان الباحث فى علم النفس يحتاج إلى بعض المعلومات من علم الوراثة . كما أن التغيرات الجسمية والسلوكية السريعة التى تحدث فى فترة المراهقة تتحدد كثيرا بعملية فسيولوجية أساسية منها نشاط الغدد العماء والكيمياء الحيوية لجهاز الدم فى

الجسم ، ولبحث هذه الظواهر يجب على الباحث أن يعمل على نتاج علم الفسيولوجيا وعلم الغدد الصماء . ومن البحوث التي تجرى في ميدان طب الأطفال نعمل على معلومات هامة من تأثيرات المرض وسوء التغذية والعقاقير في النمو الجسمي والنفس . كما أسهم الطب العقلي في معرفتنا بالكيفية التي تؤثر بها خبرات الطفولة المبكرة في السلوك المرضي للأطفال والمراهقين والراشدين .

وكثير من دوافع الشخص ومشاعره واتجاهاته وميوله تتكون وتتغير الى حد كبير بتأثير الجماعة التي ينتمى اليها سواء كانت طبقة اجتماعية أو مجموعة دينية أو جغرافية أو عنصرية . وقد قدم لنا علم الانثروبولوجيا وعلم الاجتماع معلومات هامة عن آثار عناصر البيئة الاجتماعية في نمو الشخصية وفي النمو الاجتماعي للانسان .

ومن الواضح من هذا كله أن الفهم الشامل لسلوك الانسان والتغيرات النمائية والميكانيزمات والعمليات المحددة له تتضمن تكامل أنواع عديدة من البيانات التي نعمل عليها من مصادر متعددة للمعرفة العملية .

وقد تطورت العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية تطورا سريعا وكبيرا في السنوات الأخيرة ومع ذلك لاتزال توجد ميادين عديدة فيها تعوزنا فيها المعلومات الدقيقة ، ومن ذلك أنه توجد نظريات عن آثار الطرق الوالدية في تربية الأطفال على شخصيات هؤلاء الأطفال ، ولكن لم يكتمل لدينا الدليل الذي يدعم هذه النظريات . ومن ذلك أيضا أن المراحل التي تؤدي الى نمو قدرة الشخص الراشد على التفكير ولسوك حل المشكلة أمكن ومنها بالتفصيل ولكننا لم نفهم بعد فهما كاملا العوامل التي تؤدي الى الانتقال من مرحلة نمو عقلي الى أخرى . ويوجد في الوقت الحاضر برامج علمية لاجراء بحوث كثيرة ومشيرة حول هذه المشكلات وغيرها ، الا أنه بالنسبة لجوانب عديدة من سلوك الانسان لازالت المشكلات معبة الدراسة ان لم تكن مستحيلة .

وحتى يمكننا الحكم على نتائج البحوث التي تجرى في ميادين العلوم الانسانية والاجتماعية يجب أن نميز دائما بين الوصف والتفسير. فالظواهر يجب أن توصف قبل أن تفسر ، ولكن الوصف في حد ذاته لا يعطينا تمليلا يوضح لماذا تحدث الظاهرة أو يشرح العوامل أو المحددات التي تؤثر فيها . لذا مثلا اذا وجد الباحث أن الطفل من سن سنتين يميل الى أن يصبح أكثر ميلا الى السلوك السلبي والمعارضة من طفل سن ٢ سنوات . هذه النتيجة هي مجرد وصف ، ولا تعطى أي معلومات عن الأسباب التي تحدد معارضة الطفل . وأخطر ما في الأمر في هذا المثال أن يميل المرء الى تفسير سلوك هذا الطفل في ضوء العمر الزمني وحده ، وكأنه بذلك يقول : أن الطفل يميل الى المعارضة لأن عمره سنتان ، وهذه العبارة ليست دقيقة كما أنها ليست مقنعة علميا .

والمنهج التفسيري يعتمد في جوهره على تكوين شبكة من علاقات السبب والآخر . وبعض التفسيرات العبدئية شأنها شأن الأوصاف العبدئية تنتمي الى فئة الفروض التي يقترحها الباحث ثم يختبرها في ضوء البيانات التي يجمعها بالطرق الملائمة . فإذا تأكدت صحة الفرض وتأييد ذلك من تكرارات عديدة للبحث قام بها باحثون مستقلون ينتقل الى مستوى القانون العلمي . وبالنسبة فان قوانين العلم تتعدى حدود الملاحظة والادراك الحسي ، وحدود التعميف معا . ويبدأ القانون حين يتم الربط بين مفهومين أو أكثر بعلاقة من نوع ما . وينشأ عن ذلك تكوين ما يسمى المبادئ أو التعميمات أو القواعد . ويلعب الدور الأعظم في بناء القوانين في هذا المستوى عمليات معرفية راقية عند الإنسان كالاستنباط ، وتستخدم مناهج في التفكير متميزة كالمنهج الفرضي الاستنباطي ، كما قد يتم تركيب عدة علاقات من هذا القبيل لبناء ما يسمى الأنساق أو النظم أو المنظومات .

وقد تكون قوانين العلاقات هذه محض قوانين وصفية (أو ما يمكن أن نسميه قوانين لا تفسيرية) وأغلب قوانين الادراك في علم النفس من هذا القبيل . الا أن كثيرا من قوانين العلاقات يعد من النوع

التفسيرى أى يهتم بالعوامل factors (التى تتضمن مبدأ الاقتران أو الارتباط) أو الأسباب reasons . والأسباب فى العلم من نوعين : شروط conditions (وهى الأسباب الضرورية necessary) ، وعلل causes (وهى الأسباب الكافية sufficient) .

ولأن قوانين العلم تفسيرية فإنها فى جميع الأحوال تتضمن قدرا من الخطأ سواء كانت هذه القوانين لا سببية (عاملية) أو سببية (شرطية أو عليية) . وقد تدخل على القوانين اللاسببية ، حين تستخدم فى أغراض التحكم والتنبؤ ، بعض التعديلات التى تتضمن مكونات سببية لم تكن فيها . وفيها تتم المعالجة فى بعض المتغيرات المرتبطة بالقانون موضع الاهتمام ، بشرط أن تكون العلاقة واضحة وتكون مجموعة المتغيرات تحت المعالجة التجريبية من قبيل " الأسباب " ، فإذا تغيرت قيمتها بطريقة معينة ينتج أثر معين على نحو ثابت وبطريقة متميزة دون أحداث تأشير له قيمته فى " السبب " . إلا أن هذا لا يكفى للقول بأن القانون اللاسببى أصبح يعبر عن علاقة سببية إلا إذا كانت العلاقة ذات اتجاه واحد unidirectional وليست من النوع الذى يمكن قلبه أو عكسه reversal (أى علاقة ذات اتجاهين) . فإذا عولج الأثر على أنه " سبب " وأدى الى نتيجة مختلفة كانت العلاقة من النوع الأول (أى ذات الاتجاه الواحد) ، أما إذا أدت هذه المعالجة الى نفس النتيجة ظلت العلاقة من النوع الثانى (أى ذات الاتجاهين) .

والواقع أن معظم قوانين العلوم الانسانية والاجتماعية التى تنتمى الى هذه الفئة ليست من النوع السببى ، لأن معظمها ارتباطات من نوع الاعتماد الوظيفى المنتظم ، أى أنها لا تتغير إذا حل " السبب " و " الأثر " كل منهما محل الآخر . ومن أمثلة ذلك العلاقة بين القلق والتحصيل المدرسى ، وقوانين التعزيز بصفها المختلفة فى التعلم .

وإذا كانت القوانين السببية نادرة فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية فالأكثر ندرة القوانين العلية causal . فنحفظ

بحوثنا - وفي حدود امكاناتنا البشرية ووسائلنا في المعرفة والبحث والاكتشاف - لا تتعدى ، وفي حالات نادرة ، حدود العلاقات الشرطية (أى تحديد الأسباب الضرورية) أما صياغة العلاقات العلية (أى تحديد الأسباب الكافية) فيبدو لنا أنها تتعدى حدود النطاق البشرى - ليس في البحوث الانسانية وحدها وإنما في مختلف فروع العلم والمعرفة . وهذا هو السبب في أن جهود العلم في مختلف العمـــور هي سعى نحو " كمال " المعرفة (في صورة علاقات عليـة) وليست ومولا اليه ، وهذا هو جوهر طبيعة العلية أو السببية في العلوم والتسـى أدى عدم التنبه اليها الى مشكلات حادة في فلسفة العلم لا يتسع المقام لتناولها (راجع لؤاد أبو حطب ، ١٩٨٩) .

(٣) المنهج التحكمي :

الهدف الثالث من أهداف الدراسة العلمية للسلوك الانساني في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية هو السعى نحو التحكم فيه حتى يمكن ضبطه وتوجيهه والتنبيه به . ولا يمكن أن يمل العلم السعى لتحقيق هذا الهدف الا بعد وصف جيد لظواهره وتفسير دقيق صحيح لها من خلال تحديد العوامل المؤثرة فيها . لنفرض أن البحث العلمى أكد لنا أن التاريخ التربوى الخاطيء للطفل يؤدي به الى أن يصبح بطيئاً في عمله المدرس ، شائراً متمرداً في علاقاته مع الأفراد . ان هذا التفسير يفيد في أغراض العلاج من خلال تمحيص نتائج الخبرات الخاطئة ، والتدريب على مهارات التعامل الاجتماعى مع الآخرين ، فاشدته في توقع حدوث هذا السلوك في المستقبل (التنبيه) .

ولعل هذا الهدف يقودنا الى مهمة عاجلة للعلوم الانسانية ، وهي مهمة الرعاية والمساعدة من أجل التوجيه والتحكم وال ضبط لسلوك الانسان . فالمتمخصص في علم النفس أو علم الاجتماع يريد أن يقدم المعرفة للجميع ، وهو لا يستطيع ذلك الا اذا توافر له من الفهم من خلال الوصف والقدرة على التعليل من خلال التفسير ما يمكنه من

اقترح نوع الرعاية المناسبة . وبالطبع فان الرغبة في المساعدة والرعاية يشترك فيها المتخصصون في العلوم الانسانية مع ملايين غيرهم منهم الآباء والأمهات والمعلمون والأطباء والممرضون والدعاة والوعاظ . ومهمة هذه العلوم أن تقدم لهؤلاء وغيرهم الفهم الواضح والتعليل الدقيق لظواهر السلوك الانساني حتى تكون الرعاية أكثر جدوى وفي الاتجاه الصحيح .

وتجب الإشارة هنا الى أن بحوث التقويم evaluation تنتمي في جوهرها الى هذا المنهج التحكمي . ومن ذلك أن يكون الهدف من البحث الحكم على الظاهرة موضوع البحث في ضوء محكات معينة كمدى تحقيق هذه الظاهرة لأهدافها (كالخطة الخمسية في الاقتصاد ، أو منهج المدرسة الابتدائية في التربية) أو مدى الفائدة الاجتماعية لها ، أو نطاق مرغوبيتها ، أو درجة فعاليتها وانتاجيتها . وبالطبع لا يكون البحث تقويميا كاملا إلا إذا أضاف الى الحكم على الظاهرة الاجراءات العملية التي يمكن اجراؤها لتحسين الظروف التي تهيئ للظاهرة أفضل السبل للوصول الى المحك المختار في تقويمها . أما إذا اقتصر البحث على مجرد الحكم على مدى توافر محك معين في الظاهرة فان البحث حينئذ لا يتعدى مستوى التقويم valuation (فؤاد أبو حطب ، سيد عثمان ، آمال صادق ، ١٩٨٧) .

ويجب أن ننبه الى أن التحكم ليس مشابها من الوجهة الاستمولوجية للتفسير (أو الوصف) . فالتحكم يتضمن قدرا من عدم اليقين أكبر منهما . فإذا كانت الأوصاف لا تكون كاملة أبدا والتفسيرات ليست نهائية مطلقا، فإنه ينشأ من عدم اكتمالهما قدر كبير من عدم اليقين عند التحكم (والتنبؤ أيضا) الذي يعتمد عليهما . وبالإضافة الى ذلك فان التحكم والتنبؤ من خصائصهما العجز في كثير من الأحيان عن الإدراك القبلي لما يمكن أن يحدث من جديد وهام وغير متوقع . وحكمة الانسان : أغلبها هي من نوع الإدراك المتأخر hindsight (أي بعد انقضاء الأحداث) أكثر منها من نوع النظر foresight (أي قبل حدوثها) (فؤاد أبو حطب ، ١٩٨٩) .

خامساً: أنواع أخرى من مناهج البحث :

(١) المنهج الارتقائي (المقارنة في النمو والتغير) :

يلاحظ على جميع المناهج السابقة أنها تقدر اهتمامها على النظر الى سلوك الانسان في وقت معين ، الا أن البحث في النمو يحتاج بالإضافة الى ذلك الى تحديد كيف يتغير السلوك الانساني عبر الزمن . ولهذا كان لابد من ابتكار منهج يتفق مع هذه الضرورة ، ومن هنا كان ظهور المنهج الارتقائي في هذا الميدان .

والمنهج الارتقائي يتضمن في جوهره دراسة الأفراد أو المؤسسات أو الثقافات عبر الزمن وعلى التفاضل أنه توجد أدلة على التغيير خلال مدى زمني معين ، وفي هذا يعتبر الزمن المتغير التقليدي الذي يتحدد من خلاله مسار النمو والتغير . الا أن ما يجب أن ننبه اليه ضرورة التمييز بين المظهر والجوهر ، فالزمن نفسه لا يزودنا بأيّة معلومات عن أسباب التغيرات التي تحدث معه ، على الرغم من أننا يجب أن نعترف بأن هذا الأمر لم يشغل بال معظم الباحثين في ميدان دراسة النمو .

ويمكن أن نميز في هذا العدد ثلاث مشكلات جوهرية تمثل مرتكزات بحوث النمو من حيث علاقتها بالزمن ، وهي :

- (١) تحديد درجة التحسن أو الاستقرار أو التدهور التي تحدث مع الزمن .
- (٢) تحديد نوع العوامل المسؤولة عن هذا التحسن أو الاستقرار أو التدهور حين يلاحظ ، وهل تعد من نوع العوامل الداخلية أو الخارجية ؟
- (٣) تحديد طبيعة البيئة التي يحدث فيها التغير والتي تختلف في جوهرها من زمن لآخر ، ففي سيكولوجية النمو مثلاً نجد عند عند الأطفال غيرها عند المراهقين أو الشباب أو الراشدين أو المسنين .

وهذه المشكلات الثلاث تستثير الاهتمام بطبيعة المعيوبات المنهجية . ونتناول فيما يلى هذه المعيوبات مصنفة تبعا لطرق البحث المستخدمة فى مجال معين وهو مجال علم نفس النمو .

(أ) المنهج الطولى (التتبعى) :

المنهج الطولى longitudinal هو الطريقة التى تحمل المعنى الأساسى للنمو والتغير بطريقة مباشرة وفيه تتم متابعة نفس العينة من الأفراد التى تكون من نفس العمر لحظة البدء فى البحث وإعادة ملاحظتهم عدة مرات على فترات زمنية مختلفة ، وهذه الفترات تختلف حسب طبيعة البحث وظروفه وامكانيات الباحثين . وبالطبع فان هذه الطريقة لا تتداخل فيها الفروق بين الأجيال والفروق داخل الجماعات مع فروق العمر . ومن ناحية أخرى فان هذه الطريقة تسمح للباحثين بدراسة التغيير داخل الفرد وبين الأفراد مع الزمن .

ومع هذه المزايا الظاهرة للطريقة الطولية الا أن لها مشكلاتها أيضا التى نلخصها فيما يلى :

(١) النقصان التتابعى للعينة : فلاحظ فى أن البحث الطولى يستغرق فترة طويلة نسبيا من الزمن ، ولهذا نتوقع أن يتناقص عدد المفحوصين تدريجيا ، ولذلك فان المتابعات المتأخرة لنفس العينة نجدها تتم على أعداد قليلة الى حد كبير لوقورت بالحجم الأملى لهذه العينة حين بدأ البحث منذ سنوات سابقة . وهذا التسرب فى العينة لا يتم بطريقة عشوائية ، فالمفحوصون الذين يستمرون فى المشروع التتبعى حتى نهايته هم فى العادة الذين يتسمون بأنهم أكثر تعاوناً ودافعية ومثابرة وكفاءة من أولئك الذين يتسربون عبر زمن البحث . وعلى هذا فانه عند نهاية أى دراسة طولية نجد أن المتبقى من عينة المفحوصين قد يكون متحيزا على نحو يجعل من المعبيرة أخرى الوصول الى تعميمات واستنتاجات من هذه العينة الى الأمل الكلى .

(٢) العوامل الانتقائية : فالأفراد الذين يشاركون في البحث - ويستمررون في هذه المشاركة لعدة سنوات - يتم انتقاؤهم تبعاً لعوامل تحكمية وليست عشوائية ومن ذلك استقرار محل الإقامة ، والتعاون المستمر مع الباحث . وبالطبع فإن المفحوصين الذين يتم انتقاؤهم بهذه الطريقة قد يظهرون خصائص أخرى ترتبط بالمستوى الثقافي والميول والاتجاهات بل والظروف الطبيعية والمحبة . ولهذا فإن عينات البحوث الطولية قد تكون متحيزة وليست عشوائية ، فقد تكون أعلى نسبياً من المستوى العام للأمل الإحصائي السكاني . وقد يكون العكس صحيحاً بالنسبة للأفراد الذين يقيمون في المؤسسات (الأطفال والمراهقون في الملاجئ والراشدين الذين يقيمون في بيوت المسنين) . فأطفال ومراهقو الملاجئ والأملاحيات يمثلون مستوى أدنى من الأصل الإحصائي العام ، بينما راشدو دور المسنين قد يكونون من مستويات اقتصادية واجتماعية عالية نسبياً إذا كانت هذه البيوت تديرها جمعيات خاتمة ، وقد يكونون من مستويات دنيا إذا كانت من النوع الذي تديره هيئات حكومية للإيواء العام ، وفي الحالتين يعيب تعميم نتائج البحوث الطولية على المجتمع الأمل . ومع ذلك فإن لهذه البحوث فائدتها إذا تم توصيف الأمل المشتقة منه العينات توصيفاً دقيقاً .

(٣) أثر إعادة الملاحظات : توجد مشكلة منهجية شائعة في البحوث الطولية تتمثل في الأثر المحتمل الذي تحدثه المشاركة المستمرة في سلوك المفحوص . فالممارسة المتكررة للاختبارات وزيادة الألفة بطريق البحث ، والتوحد باحدى الجماعات لفترة طويلة نسبياً من الزمن ، هي جماعة البحث ، وغير ذلك من ظروف البحث الطولى تتبعى ذاتها ، قد تؤثر جميعاً في أداء المفحوص في الاختبارات وفي اتجاهاته ودوافعه ، وفي توافقه الانفعالي ، وغير ذلك من جوانب السلوك .

(ب) المنهج المستعرض:

يعتمد المنهج المستعرض cross-sectional على انتقاء عينات مختلفة من الأفراد من مختلف الأعمار ، ثم تطبيق عليهم عدة مقاييس يفترض فيها التكافؤ ، وتُقارن أداؤات العينات المختلفة في كل مقياس على حدة ، وتتم هذه المقارنات في ضوء متوسطات العينات . وتفترض هذه الطريقة أن المتوسطات توضح مسار النمو العادي وتقترب بنا إلى حد كبير من الدرجات التي نحمل عليها لو أجرينا البحث على أفراد من عمر معين ثم أعيد اختبارهم تتبعياً عدة مرات حتى يصلوا إلى أعمار معينة (كما هو الحال في الطريقة الطولية) . إلا أن هذا الافتراض موضع شك على الأقل بالنسبة لبعض الأفراد الذين يتم اختبارهم بالطريقة المستعرضة للأسباب الآتية :

(١) العوامل الانتقائية في العينات المختلفة : فجماعات العمر المختلفة قد لا يكون بينها وجه للمقارنة نظراً لآثار العوامل الانتقائية المتتابة ، فطلبة الجامعات أكثر انتقائية من طلبة المدارس الثانوية ، وأولئك أكثر انتقائية من تلاميذ المدارس الإعدادية والابتدائية ، وذلك لأن الطلاب الأقل قدرة يتم استبعادهم خلال مسار العمل التعليمي . وهكذا فإن المتوسط المرتفع لطلاب الجامعات قد ينتج عن عمليات التعفية هذه . ولذلك لكي تستخدم هذه الطريقة بفعالية أكثر في بحوث النمو لابد أن تشتق العينات من الأصول الاحصائية العامة للسكان من مختلف الأعمار وليس من الأفراد من مؤسسات تعليمية أو مهنية معينة . وتمثل هذه المسألة إحدى عوائق البحث الكبري في بحوث الراشدين خاصة . فجميع جماعات الراشدين باستثناء الجيش ، منتقاة على نحو من الأنحاء : الجماعات الدينية ، وجماعات الأندية وأعضاء النقابات والاتحادات ، وبيوت المسنين .

(٢) اللاتاريخية : تفتقد هذه الطريقة المعنى التاريخي الذي هو جوهر البحث في النمو ، فالطريقة كما هو ملاحظ تقتصر على دراسة الفرد الواحد في لحظة زمنية معينة ، وبالتالي لا توفر لنا معلومات

عن السوابق التاريخية للسلوك ، أى الخبرات المبكرة التى تؤثر فى السلوك موضع البحث ، كما لاتقدم لنا شيئاً من المعرفة عن مدى استقرار السلوك أو عدم استقراره فى الفرد الواحد ، ويرجع ذلك فى جوهره إلى أن التعميم المستعرض يوفر لنا معلومات عن الفـسـروق الجماعية أكثر مما يقدم أية معلومات عن النمو داخل الفرد .

(٣) اختلاف رميد الخبرة : قد لا يكون هناك وجه للمقارنة بين أرمدة الخبرة المختلفة عند جماعات الأعمار المختلفة . فمن المستحيل الحصول على عينات مختلفة الأعمار ونفترض أنها عاشت فى ظروف ثقافية موحدة ولذلك نجد من المعتاد المقارنة بين جماعات عمرية تفعل بينها أجيال مختلفة ، كما هو الحال فى بحوث الأطفال والمراهقين والراشدين . فمثلاً لا يستطيع أحد أن يعزى الفروق بين من هم اليوم فى سن الأربعين ومن هم الآن فى سن ١٥ أو ٨ إلى عوامل تتعلق بالعمر أو النمو وحدهما ، فعندما كان الأفراد الذين هم الآن فى سن الأربعين فى سن الخامسة عشرة أو الثامنة كان التعليم أكثر توافراً والفرص المتاحة للأطفال والشباب أقل تنوعاً ، والاتجاهات الاجتماعية أكثر اختلافاً ومعنى هذا أن الاختلافات بين مجموعات العمر قد ترجع فى جوهرها إلى ظروف متباينة نتيجة للتغيرات الثقافية والحضارية . وبالتالي لا يمكن الجزم بأن التغير المشاهد يرجع إلى العمر وحده .

(٤) المقارنة الجماعية : لاتسمح الطريقة المستعرضة - كما أشرنا - إلا برسم منحنيات المتوسطات . والسبب فى هذا أن الأشخاص مختلفون فى كل مستوى عمرى من مستويات البحث ، ويستحيل فى هذه الحالة رسم المنحنيات الفردية . وبالطبع فإن مثل هذا الاجراء قد يخفى اختلافات هامة بين الأفراد من ناحية وداخل الأفراد من ناحية أخرى . وقد ينشأ عن رسم المنحنيات الجماعية (على صورة متوسطات) أن تتلاشى هذه الاختلافات أو تزول ، ولهذا قد يكون منحنى المتوسطات الناجم مختلفاً اختلافاً بيناً عن منحنى النمو لكل فرد على حدة . ومن أشهر النتائج التى توضح لنا خطورة هذه المسألة دراسة النمو الفجائى

الذى يسبق المراهقة ، فمنحنىات النمو الفردية بالنسبة لكثير من السمات الجسمية تكشف عن زيادة فجائية تطراً على معدل النمو الجسمي قبيل البلوغ ، ولما كان الأفراد يختلفون في سن البلوغ فإن هذه الوثبة تحدث في فترات مختلفة لكل فرد على حدة وبالتالي فمبنى المنحنىات الفردية للأفراد المختلفين ، فإذا رسمت منحنىات متوسطات نجد أن هذه الاختلافات الفردية يلغى بعضها بعضاً ، ونجد المنحنىات الناتجة لا تكشف عن هذه الزيادة الفجائية ، إلا إذا اشتملت عينة الدراسة على عدة أفراد يعملون إلى البلوغ في نفس السن ، وهو احتمال لا يحدث إلا إذا كانت العينات ممثلة تمثيلاً جيداً للأمل الإحصائي السكاني العام .

وبالرغم من مشكلات الطريقة المستعرضة إلا أنها الأكثر شيوعاً في بحوث المقارنات بين الأعمار ربما لسهولة نسبها النسبية .

(ج) منهج التحليل التتابعى :

يبدو من مناقشتنا السابقة أنه حتى لو توافر لنا الوقت والامكانيات لاستخدام أى طريقة من الطريقتين السابقتين فإن ذلك لا يوفر لنا حلاً كافياً لمشكلات البحث في هذا الميدان . ولهذا السبب اقترح بعض الباحثين نموذجاً يجمع بين مزايا المنهج الطولى والمنهج المستعرض يمكن أن نسميه منهج التحليل التتابعى Sequential analysis .

والفكرة الجوهرية في هذا المنهج الجمع في وقت واحد بين دراسة الأفراد من مختلف الأعمار (كما هو الحال في المنهج المستعرض) مع تتبعهم وإعادة ملاحظتهم واختبارهم بعد انقضاء فترات مختلفة من الزمن (كما هو الحال في المنهج الطولى) . والميزة الرئيسية في هذا المنهج أنه يزودنا بمعلومات مباشرة عن وجود الفروق بين الأجيال ، كما يسمح لنا بإجراء الدراسة بطريقة أكثر اختصاراً واقتصاداً .

والخلاصة أننا في هذا المنهج نستخدم أفراداً من مختلف الأعمار تتم ملاحظتهم أو قياسهم في وقت واحد معاً وعلى نحو متكرر في عدد من المرات المختلفة وفي هذه الحالة يمكن أن تعتبر فروق العمر في أي مناسبة من مناسبات الملاحظة والقياس تنتمي في جوهرها إلى البيانات التي نحصل عليها بالطريقة المستعرفة ، والتغيرات التي تحدث لمجموعة عمرية معينة في المناسبات المختلفة للقياس والملاحظة من نوع البيانات التي نحصل عليها بالطريقة الطولية ويضاف إلى ذلك نوع جديد من البيانات تمثل المجموعات ذات الأعمار المتساوية في المناسبات المختلفة للملاحظة والقياس ، وذلك لمعرفة ما إذا كان لميلاد الفرد في وقت معين أو انتمائه لجيل بذاته له آثار فارقة . ويمكن للقارئ الرجوع إلى تفاصيل هذا المنهج في كتابنا نفس الإنسان (آمال صادق ، فؤاد أبو حطب ، ١٩٩٠) .

(٢) المنهج المقارن :

عندما يلجأ الباحث إلى الموازنة أو المفاضلة بين حالتين مختلفتين جوهرياً أو أكثر وتحدثان في السياق الطبيعي فإنه عندئذ يستخدم المنهج المقارن comparative . هذا المنهج شائع في جميع العلوم الإنسانية والاجتماعية وهو شائع بهذا الاسم في التربية (التربية المقارنة) وعلم الاجتماع والأنثروبولوجيا والاقتصاد والعلوم السياسية ، إلا أنه في ميدان علم النفس يسمى تسمية خاصة هي " المنهج العابر للثقافات " أو " منهج الدراسات الثقافية المقارنة " cross-cultural . والسبب في ذلك أن معظم " علم النفس المقارن " اقترن تاريخياً بالمقارنة بين سلوك الإنسان وغيره من الكائنات العضوية ، أو بين سلوك الحيوانات بعضها وبعض ، بحثاً عن نشوء السلوك phylogenetic ، ولاحتلال فيه المقارنات التي تبحث في تطور السلوك ontogenetic أو تلك التي تقارن بين الثقافات المختلفة مكانة واضحة .

وعلى الرغم من أن المنهج المقارن يعود بأصوله إلى كتابات الرحالة

منذ آلاف السنين إلا أننا نستطيع القول من منظور حديث أن
الانثروبولوجيا هي أول العلوم الاجتماعية التي احتلت فيها المقارنات
الثقافية مكانة بارزة على يد تايلور وذلك عام ١٨٨٩ ، وتطلب الأمر
أكثر من خمسين عاما حتى أصبح لهذه الدراسات منهجا واضح المعالم
وبخاصة خلال الثلاثينيات من القرن العشرين (وهي فترة ازدهار
الحرب العالمية الثانية) ، التي نشطت فيها هذه الدراسات نشاطا
واضحا في مختلف العلوم الانسانية والاجتماعية لأسباب سياسية ، على
رأسها استطلاع خصائص شعوب المستعمرات .

ويبالغ البعض في تقدير قيمة المنهج المقارن - ومن ذلك قول
(Campbell & Stanley, 1966) أن المقارنة هي محور المنهج
العلمي ، وبدونها لا يمكن ملاحظة أو استنتاج أوجه التشابه والاختلاف
والتغاير المتلازم في الحدوث والأسباب . وهذا القول صحيح إذا تجاوز
المنهج المقارن معناه الثقافي الدقيق الذي نشير إليه هنا، وعندئذ
يمكن القول أن معظم مناهج البحث التي تناولناها طوال هذا الفصل
تتضمن قدرا من المقارنة . إلا أن هذا الاستخدام العام للمنهج ليس
قصدنا هنا ، وإنما قصدنا هو المعنى الثقافي للمقارنة على وجه
الخصوص .

وبالطبع فإنه لكي تتم المقارنة بين ظاهرتين سلوكيتين فليس
ثقافتين مختلفتين لابد من وجود قدر من الاشتراك بينهما من ناحية ،
وقدر من الاختلاف من ناحية أخرى . ومعنى ذلك أن يكون من الممكن
وضعهما في بعد واحد من حيث التشابه ثم الحكم عليهما حكما صحيحا
من حيث الاختلاف في ضوء علاقة كل منهما بالأخرى . وهكذا فلكي نقارن
بين الثقافات لابد من وجود عموميات ثقافية universals أو معادلات
ثقافية equivalences أو التطابق الثقافي في الأبعاد
dimensional identity تؤكد هذا التشابه ، وكذلك لابد من وجود
تغاير أو اختلاف يؤكد التنوع . ويبدو أن في هذه العبارة نوعا من

التناقض الظاهري . إلا أن حل هذه المعوية يتمثل في مفهوم مستوى التحليل الثقافي الذي يستخدمه الباحث . ففي أحد المستويات - الذي يتحدد عادة بالبنى أو الوظائف الثقافية - يمكن أن يوجد التشابه ، ولكن في مستوى آخر - الذي يتحدد عادة بالظواهر الثقافية الملاحظة يوجد الاختلاف أو التنوع .

وللوصول إلى التطابق الثقافي من خلال العموميات الثقافية ————— يلجأ الباحثون إلى استخدام استراتيجية العموميات التي حددتها مختلف العلوم ومن ذلك قوائم الحاجات الأولية في علم النفس والأحياء ، وقوائم المكونات الثقافية المشتركة التي يقدمها علم الأنثروبولوجيا (مثل اللغة والآلات والأسطورة ، الخ) ، ومجموعة المتطلبات الوظيفية اللازمة للحياة الاجتماعية مثل معايير الدور والتنظيم المعياري للسلوك والتطبيع الاجتماعي . وهذه - وغيرها - يمكن اعتبارها من نوع العموميات الثقافية بحيث لا يمكن أن تكون جماعة ثقافية تعوزها هذه السمات المشتركة . وهكذا يمكن استخدامها كأبعاد مشتركة يمكن أن تختلف فيها الجماعات والأفراد ، وبالتالي يمكن إجراء المقارنات بينها .

أما استراتيجية المعادلات الثقافية فتتطلب البرهان الإمبريقي على وجه التكافؤ في البيانات التي يجمعها الباحثون من العينات الثقافية موضع البحث . وبالطبع فإن هذا البرهان ليس سهلاً . ويرى بعض الباحثين (في Triandis and Berry, 1980) أنه توجد ثلاثة أنواع من المعادلات الثقافية بهذا المعنى تؤدي بالباحث إلى التطابق الثقافي في الأبعاد : أولها المعادل الوظيفي والذي يوجد حين يلاحظ الباحث سلوكين أو أكثر (في نسقين ثقافيين أو أكثر) يرتبطان بمواقف متشابهة وظيفياً . وثانيهما المعادل المعرفي والذي يشير إلى معاني المواد المستخدمة في البحث (مثل المثيرات والمفاهيم والعمليات) . ومعنى ذلك أن يبذل الباحث جهداً كبيراً في البحث عن المعنى " المحلي " لهذه العناصر داخل الأنساق المعرفية للجماعات

موضع المقارنة ، ولا يمكن بالطبع أن تجرى إلا إذا كان لها معنى مشترك .

وهكذا فإن كلا من المعادل الوظيفي والمعادل المعرفي شرطان مسبقان لأي دراسة ثقافية مقارنة .

وقد بذلت جهود كبيرة لتحقيق هذين المتطلبين إجماعاً في البحث منها :

(١) استخدام الترجمة من وإلى اللغات التي تستخدمها الثقافات موضع المقارنة ، ويشمل ذلك ترجمة الكلمات والجمل وأسئلة الاختبارات . وهذا الإجراء يتطلب عادة ترجمة مبدئية إلى اللغة المستهدفة يقوم بها شخص يتقن اللغتين ، ثم إعادة ترجمة النص من هذه اللغة مرة أخرى إلى لغته الأصلية ، وعندئذ يكون كل اختلاف بين النامين دالة على عدم التكافؤ ، على أن يقوم بالترجمة في الحالتين شخصان مختلفان على الأقل .

(٢) استخدام أسلوب التمايز السيمانتي في تحديد معانيس المفاهيم في الثقافات موضع المقارنة . وفي هذا الأسلوب يقوم الباحثون بالحكم على موضع المفهوم في مجموعة من المقاييس الثنائية القطب . ومن أمثلة ذلك ما يفعله علماء النفس المهتمون بالدراسات الثقافية المقارنة عند بحث مفهوم " الذكاء " في مختلف الثقافات .

(٣) استخدام أسلوب التحليل اللغوي وطرق التصنيف الشائعة للكلمات والأشياء في الثقافات المختلفة لاكتشاف الأنساق المعرفية لدى الأفراد من مختلف الثقافات موضع المقارنة . فإذا اختلفت بنى المفاهيم واللغات فيها يكون في ذلك دلالة على عدم التكافؤ .

أما النوع الثالث من المعادلات الثقافية ما يسمى التكافؤ القياسي . ويتوكل إليه الباحثون من خلال مدى التطابق بين مجموعتين

ثقافيتين أو أكثر في الخصائص المقيسة فيهما . وفي هذا النوع يتطلب الأمر توافر أحد شرطين : أولهما وجود علاقات إحصائية مستقرة بين المتغيرات المستقلة والتابعة بعرف النظر عما إذا كانت المقارنات داخل الثقافات أو عبر الثقافات . أما الشرط الثاني فهو أن بنية العلاقات الإحصائية بين المتغيرات التابعة يجب أن تكون متماثلة في الثقافات المختلفة موضع المقارنة . وتوجد طـــــــرق إحصائية للتحقق من توافر هذين الشرطين سوف نتناولهما بالتفصيل فيما بعد .

(٣) منهج التحليل البعدي :

من خصائص البحوث في العلوم الانسانية والاجتماعية فشلها المتكرر في الوصول الى نتائج متماثلة ، ومعنى ذلك أن البحوث التي تجري حول موضوع واحد قد لا يدعم بعضها بعضا . ولعل أكثر من يعانون من هذه المشكلة المسؤولون عن وضع السياسات واتخاذ القرارات العملية حين يريدون الاستناد الى نتائج هذه البحوث ، فيجدون أنفسهم حائرين في طوفان من النتائج المتعارضة . ومن هنا نشأت منذ وقت مبكر الحاجة الى مايسميه (Smith, 1982) البحوث حول تكامل البحوث research integration ، وهي جهود يبذلها فريق من الباحثين يسعون بها الى احداث التكامل بين نتائج الدراسات المنفصلة والوصول من ذلك الى استنتاجات تستوعبها ككل .

وتتخذ الدراسات حول تكامل البحوث صورتين رئيسيتين : أولاهما التقارير السردية ، وثانيتهما الدراسات الكمية نعرضهما فيما يلي :

(١) منهج التقارير السردية :

في هذا النوع من البحوث يقوم الباحث بتكوين انطباع عام عن النتائج المتراكمة من بفقة بحوث أجريت حول موضوع معين، ثم يسجل استنتاجاته في صورة تقرير علمي ذي طبيعة كيفية . وهذا هو النوع

الشائع في مقالات المراجعات المعتادة ، وفيها يجمع الباحث الدراسات حول موضوع الاهتمام ، ويقوم بالعرض الوعظي أو التحليل النقدي للطرق والنتائج في كل منها ثم يتوغل الى استنتاجات عامة حول مايجب استبعاده أو الإبقاء عليه من نتائج هذه البحوث. ولعل القارئ يجد في المصادر الآتية أمثلة كثيرة من البحوث التكاملية من النوع السردى الذى نتحدث عنه :

Annual Review of Psychology
Annual Review of Sociology
Review of Educational REsearch
Review of Research in Education
Psychological Bulletin
Psychological Review

وهذا النوع السردى من بحوث ماوراء التحليل يسهل اجراؤه حين يكون مقدار البحوث الذى يتم عرضه ونقده وتحليله محدودا ، ولهذا فهو الأسلوب الشائع مثلا لدى معظم الباحثين من أصحاب مناهج البحث المختلفة السابقة حين يخصصون فى بحوثهم قسما لما يسمى " الدراسات السابقة "، كما أنه الأسلوب لدى مؤلفى الفصول المتخصصة فى الذوريات النفسية والاجتماعية والتربوية السابقة ، بسبب اقتصارها فى كل عدد منها على البحوث التى تعذر خلال نطاق زمنى معين ، وليكن كسل ه سنوات مثلا ، وبذلك لاتلجأ الى تناول " التراث " العلمى كله .

أما اذا كان حجم " التراث " موضع المراجعة والتحليل والنقد كبيرا يواجه الباحث كثيرا فى هذه الحالات بتعدد النتائج وتعارضها ، على نحو يتحدى القدرات العقلية للباحثين على تبين هذه المراعات . ولذلك قد يلجأ الباحث عندئذ الى تجاهل أو إهمال عدد كبير من هذه الدراسات ومولا الى الاتساق المنشود ، وهذا فى ذاته خطأ بحثى فادح لايمكن للباحثين أن يستمروا فيها مع يسر كشفه فى الوقت الحاضر مع شيوع خدمات الحاسوب (الكومبيوتر) للباحثين فى تزويدهم "بجميع" الدراسات السابقة المتعلقة بموضوع معين ، وهى الخدمات التى يتوقع

لها في المستقبل القريب أن تحل محل البحث الفردي عن هذه الدراسات، والذي لا يمكن أن يعمل إلى حد الاستغراق الكامل لها عن قعد من الباحث أو عن غير قعد منه .

وتواجه التقارير السردية - حتى ولو أجريت على نطاق محدود من الدراسات السابقة - عدة مشكلات، وقد قيام (Jackson, 1978) ببحث طريف استطاع فيه رأى محرري الدوريات العلمية المتخمة فنى مراجعات البحوث ، وكذلك المديرين التنفيذيين لمؤسسات البحوث فى العلوم الاجتماعية فى تحديد السياسات والمعايير التى تستخدم فى هذا النوع من الدراسات . ولم يتوصل الباحث إلى وجود ما يمكن وصفه بالاتفاق حول هذه السياسات والمعايير . فالجميع يعتقدون أن البحوث التكاملية للبحوث مسألة حكم أكاديمى خاص ، وابداع فردى ، وأسلوب شخصى . كما يعف الباحث أيضا خصائص ١٢٦ باحثا اختيروا عشوائيا من كتاب المراجعات فى الدوريات الرئيسية المتخمة فنى هذا المجال فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية وتوصل إلى نتائج هامة منها :

(١) يركز معظم هؤلاء الكتاب انتباههم على مجموعة فرعية من الدراسات المرتبطة بموضوعاتهم ولايتناولون التراث العلمى الكلى حولها . وعادة ماتكون هذه المجموعة الفرعية عينة غير ممثلة لهذا التراث ، كما لا يحدد الكتاب أسس اختيار هذه العينة من البحوث .

(٢) يستخدم الكاتبون لهذه المراجعات فى معظم الحالات طرقا فجة ، بل ومقللة فى استعراضهم لنتائج الدراسات السابقة التى يقومون بتحليلها .

(٣) يفشل الكاتبون أحيانا فى ادراك أن أخطاء عينة البحوث التى يتناولونها بالمراجعة يمكن أن تؤدي إلى تناقضات بين نتائج الدراسات المنفصلة حول الموضوع .

(٤) يفضل الكاتبون في تقدير أهمية العلاقات المحتملة بين نتائج وسعات البحوث التي يقومون بمراجعتها ، ومن ذلك تعميم البحث أو طبيعة المفهومين أو إجراءات الدراسة .

(٥) يفضل الكاتبون في تقرير وصف الطرق التي يستخدمونها في انتقاء الدراسات التي يقومون بمراجعتها ، أو في وصف خصائصها ، أو في تجميع نتائجها . وبالطبع حين لايسجل الكاتب هذه الطرق لايمكن للقارئ أن يحكم على صحة النتائج التي يتوصل اليها .

(ب) منهج الدراسات الكمية :

لعل أبسط الطرق الكمية التي تستخدم منهج تكامل البحوث مايسمى طريقة التعميت voting وفيها يؤس الباحث استنتاجاته حول الدراسات السابقة على تكرار البحوث ذات النتائج التي تؤكد فرضا معيناً أو تدحضه . ويمكن تعنيف الاحتمالات المتوقعة في هذه الحالة في ضوء العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع على النحو الآتي :

- (١) علاقة موجبة دالة بين المتغيرين .
- (٢) علاقة سالبة دالة بين المتغيرين .
- (٣) عدم وجود علاقة بين المتغيرين في أى من الاتجاهين .

ويقوم الباحث ببساطة بحساب تكرار الدراسات السابقة حولالموضوع والتي تقع نتائجها في كل فئة من هذه الفئات الثلاث ، فإذا وجد أن عددا أكبر من هذه الدراسات يقع في فئة منها ، بينما يقع في الفئتين الأخيرتين عدد أقل من النتائج، فإن هذه الفئة المنوالية تحدد اتجاه هذه البحوث ، بافتراض أنها تعطي أفضل تقدير لاتجاه العلاقة الحقيقية بين المتغير المستقل والمتغير التابع .

لنفرض أن باحثا جمع ٥٠ دراسة تناولت تأثير كل من طريقة الاكتشاف

وطريقة التلقى في تنمية التفكير الابتكاري . ولنفرض أيضا أنه وجد أن ٢٥ دراسة منها أكدت أن طريقة الاكتشاف كانت أكثر فعالية من طريقة التلقى في تنمية الابداع ، بينما وجد أن ١٠ دراسات أكدت النتيجة العكسية ، أي أن طريقة التلقى كانت أكثر فعالية ، وأن ١٥ دراسة لم تظهر فروقا بين الطريقتين . انه حينئذ يستنتج أن طريقة الاكتشاف أكثر فاعلية في ضوء هذه النتائج .

ويمكن لهذه الطريقة أن تتخذ صورة أكثر تطورا باستخدام نظام الجدولة المستعرضة لبعض خصائص هذه الدراسات ، وخاصة تلك التي لها أهميتها في النتائج . لنفرض أن الباحث الذي يقوم بهذه الدراسة التكاملية وجد أن من المناسب التمييز بين الدراسات التي تناولت מחומين في المرحلة الابتدائية (الحلقة الأولى من التعليم الأساسي) وتلك التي تناولت מחומين في المرحلة الإعدادية (الحلقة الثانية من التعليم الأساسي) . انه حينئذ يمكن أن يعنف نتائج هذه البحوث في صورة الجدول رقم (٣) :

جدول (٣) مثال افتراض لنتائج ٥٠ دراسة أجريت حول العلاقة بين طريقة التدريس وتنمية التفكير الابتكاري

المرحلة الدراسية	عدد الدراسات التي أظهرت فروقا دالة لمالح		
	طريقة الاكتشاف	طريقة التلقى	لا فرق بين الطريقتين
الحلقة الأولى من التعليم الأساسي	١٥	٤	١٠
الحلقة الثانية من التعليم الأساسي	١٠	٦	٥
المجموع	٢٥	١٠	١٥

ويمكن للباحث في هذه الحالة أن يخضع بيانات هذا الجدول للتحليل الاحصائي الدقيق باستخدام الطرق المناسبة التي سنتناولها فيما بعد .

وعلى الرغم من أن طريقة التعميم أكثر تقنيا وقابلية للاستفادة من المنهج السردى فإن لها بعض الحدود التي يجب أن يتنبه اليها الباحثون ومنها (Smith, 1982) :

(١) يواجه الباحث مشكلة عندما يجد أن إحدى الدراسات استخدمت أكثر من مقياس واحد للمتغير التابع وجاءت نتائج بعض هذه المقاييس تثبت الفرض بينما تدعجه نتائج البعض الآخر . ماذا يفعل الباحث المستخدم لهذه الطريقة في هذه الحالة ؟ هل يحسب العلامة التكرارية لهذه الدراسة مرتين أو أكثر ، بعضها مع الفرض والآخر ضده ؟ هل تصنف هذه الدراسة ككل في فئة عدم وجود علاقة ؟ هل يختار الباحث إحدى هذه النتائج للجدولة ويستبعد النتائج الأخرى ؟ وكيف يتم الاختيار والاستبعاد ؟

(٢) يبالغ الباحث في هذه الطريقة في الاعتماد على مفهوم الدلالة الاحصائية في تصنيف نتائج البحوث، ومن المعروف احصائيا (وكما سنبين فيما بعد) أن بحوث العينات الكبيرة تعطي نتائج دالة أكثر من بحوث العينات الصغيرة إذا تساوت جميع الشروط الأخرى . لنفرض في هذه الحالة أن لدينا ١٨ دراسة أجريت على عينات صغيرة ولم تؤد إلى نتائج دالة احصائية ، بينما الدراستان اللتان أدیتا إلى نتائج دالة هما اللتان أجريتا على عينتين كبيرتين . أن الاستنتاج هنا (وهو استنتاج فج) أن الفرض لم يتحقق ، بينما الأمر لا يتجاوز حينئذ محض الامتناع الاحصائي .

(٣) يتجاهل الباحث في هذه الطريقة قوة العلاقة بين المتغيرات اكتفاءً باتجاه هذه العلاقة فقط . وبالطبع فإن الأمر في البحوث

التكاملية قد يتعدى محض " الكسب " أو " الخسارة " للفرض موضوع الاختبار .

لهذه الأسباب اتجه الباحثون المهتمون بالدراسات التكاملية للبحوث الى منهج أكثر دقة ومضبوط هو ما يسمى منهج التحليل البعدي meta-analysis وهو منهج يعود الفضل في اكتشافه في عام ١٩٧٦ وصك الاسم العلمي له الى العالم الأمريكي جلاس (Glass, 1976) : وقد عرفه منذ البداية بأنه " تحليل التحليل " وهو عبارة عن تحليل إحصائي لمجموعة كبيرة من النتائج التي توصلت اليها دراسات سابقة فردية كثيرة بفرض الوصول الى التكامل فيها . ويتطلب ذلك تسجيل خصائص هذه الدراسات ونتائجها كمياً واعتبار ذلك من نوع البيانات التي تحتاج الى تطبيق الطرق الاحصائية الملائمة عليها ومولا التي نتائج حول نتائج هذه البحوث .

ومعنى ذلك أن منهج التحليل البعدي لا يختلف عن غيره من مناهج البحث من حيث تحديد المشكلة وصياغة الفروض وتحديد وقياس المتغيرات واختيار عينة من أصل كلي معين (هي هنا عينة البحوث موقع الدراسة) وتحليل البيانات بالطرق الاحصائية والكمية المناسبة ، والوصول الى نتائج وتفسير هذه النتائج . وهو بهذه المواصفات منهج امبريقي كامل قابل للاستعادة والتكرار .

ولعل أهم المشكلات التي يواجهها الباحثون الذين يستخدمون منهج التحليل البعدي وصف وتمنيف وتكميم خصائص عينة الدراسات موضع البحث . وتتوافر في الوقت الحاضر ثروة من المعلومات عن نظم التشفير التي يمكن أن يلجأ اليها الباحثون لتسجيل خصائص عينة البحوث تشمل تاريخ النشر ومعدره ، خصائص المفحوصين ، طبيعة المعالجة ، تعميم البحث ، طريقة القياس وغيرها . وهي جميعاً بعد تشفيرها يمكن أن تخضع للمعالجة الكمية ، وبالطبع فان هذا النظام شأنه شأن

أى نظام آخر للملاحظة والقياس يحتاج للتحقق من ثباته ومدقه .

وتوجد خطوة هامة أخرى فى منهج التحليل البعدى هى تحويل نتائج الدراسات موضع البحث الى نظام قياس مشترك حتى يمكن التعامل معها احصائيا . وتوجد طرق كثيرة فى هذا العدد تعدد بين البسيطة والمركبة . ومن هذه الطرق البسيطة تجميع نتائج البحوث حسب توافر الدلالة الاحصائية أو عدم توافرها . الا أن الأفضل دائما هو الربط بين مستويات الدلالة الاحصائية فى مختلف الدراسات فى ضوء اختبار مشترك للفرض العفوى (وسوف نوضح فيما بعد) يعتبر نظاما معياريا لنتائج هذه الدراسات .

وبعد أن يقوم الباحث بتكميم خصائص عينة الدراسات موضع البحث ومعايرة نتائجها فانها جميعا تصبح بيانات بحثية ومعطيات امبريقية تخضع للتحليل الاحصائي المعتاد .

ومع أن المنهج لا يزال جديدا ، الا أنه يقدم للبحث النفسى والتربوى والاجتماعى آفاقا جديدة واسعة لعله به يستشرف اتساقا أفضل ، شاهيك عن الفائدة التى يمكن أن يجنيها مناع السياسة ومتخذى القرار .

الفصل الرابع

أدوات جمع البيانات

كيف يعمل الباحثون في العلوم النفسية والاجتماعية والتربوية على البيانات التي يستخدمونها في الإجابة على الأسئلة أو اختبار الفروض التي تؤسس عليها بحوثهم ؟

للإجابة على هذا السؤال نعرض في الفصل الحالي الأدوات التي يستخدمها الباحثون في هذه العلوم سعياً للحصول على هذه البيانات أو المعلومات أو المعطيات . ولعل اجابتنا على هذا السؤال تزيل خلطاً آخر شاع في بعض الكتابات المتخففة في مناهج البحث والتي تعتبر بعض هذه الأدوات مناهج للبحث ومن ذلك قول بعضهم منهج الملاحظة أو منهج العقابلة أو منهج الاستبيان ، الخ . وحقيقة الأمر أن هذه جميعها وغيرها ليست إلا أدوات يستخدمها الباحثون في الحصول على بياناتهم والتي تؤلف مكوناً أساسياً من مكونات المنهج ، فهي جزء من كسل ، ولايجوز بالطبع نسبة الكل من الجزء ، والا وقعنا في أخطاء كثيرة . وقد وقع الباحثون في مثلها . كأن يقال المنهج الاحصائي ، بينما الاحصاء - كمسألة - منبئ - هو أسلوب في تحليل البيانات ذات الطبيعة الكمية ، أو المنهج القبلي - البعدي ، بينما ذلك في جوهره أحد التعميمات التي تنتمى إلى المنهج التجريبي .

أولاً : الملاحظة الطبيعية

من طرق البحث التي يفضلها الباحثون في العلوم الانسانية والاجتماعية ما يسمى بالملاحظة الطبيعية naturalistic observation ، أي ملاحظة الانسان في محيطه الطبيعي وسياقه اليومي المعتاد . ويعنى هذا بالنسبة للأطفال مثلاً ملاحظتهم في المنزل أو المدرسة أو الحديقة العامة أو فناء الملعب ، ثم تسجيل ما يحدث . ويعنف رايت (Wright, 1960)

طرق الملاحظة الطبيعية الى نوعين : أحدهما يسميه الملاحظة المفتوحة وهي التي يجريها الباحث دون أن يكون لديه فرض معين يسعى لاختباره ، وكل ما يهدف اليه هو الحصول على فهم أفضل لمجموعة من الظواهر السلوكية التي تستحق مزيدا من البحث اللاحق . أما النوع الثاني فيسميه رايت الملاحظة المقيدة وهي تلك التي يسعى فيها الباحث الى اختبار فرض معين ، وبالتالي يقرر ماذا يلاحظ ومتى .

وبالطبع لا يمكن للباحث أن يلاحظ جميع جوانب السلوك في الفرد أو العينة في وقت واحد ولهذا تعتمد جميع طرق الملاحظة على استراتيجية اختيار بعض جوانب السلوك فقط لتسجيلها . وبالطبع فإن هذا التقييد يفقد الملاحظة خصوبة ادراك تفاصيل السلوك الكلي، إلا أن ما تفقده في جانب الخصوبة تكسبه في جانب الدقة وال ضبط . ولعل أعظم جوانب الكسب أن الباحث - إذا زادت ملاحظته تقييدا - يستطيع أن يختبر بسهولة بعض فروضه العلمية باستخدام البيانات التي يحصل عليها ، وهو ما يعجز عنه تماما إذا استخدم الأوصاف القمية التي يحمل عليها بالطرق الأقل تقييدا والأكثر حرية . وتوجد ثلاث طرق يستخدمها الباحثون في هذا العدد هي :

(أ) عينة السلوك :

وفي هذه الطريقة يكون على الباحث أن يسجل أنماطا معينة من السلوك في كل مرة يصدر فيها عن المفحوص . كأن يسجل مرات الصراخ التي تصدر عن مجموعة من أطفال من ماقبل المدرسة ، أو مرات العدوان بين أطفال المرحلة الابتدائية . وقد يسجل الباحث معلومات وصفية إضافية أيضا . ففي تسجيل السلوك العدواني قد يلاحظ الباحث أيضا عدد الأطفال المشاركين في العدوان ، وجنس الطفل ، ومن يبدأ العدوان ، ومن يستمر فيه الى النهاية ، وما إذا كانت نهاية العدوانية تلقائية أم تطلبت تدخل الكبار ، وهكذا . ويحتاج هذا الى وقت طويل بالطبع . وتزداد مشكلة الوقت حدة إذا كان على الباحث أن يلاحظ عدة مفحوصين مر وقت واحد . فمثلا إذا كان الباحث مهتما بالسلوك العدواني الذي

يمدر عن ستة أطفال خلال فترة لعب طولها ٦٠ دقيقة فان عليه أن يلاحظ كل طفل منهم بكل دقة لخمس فترات طول كل منها دقيقتان طوياً الزمن المخصص للملاحظة ، ويسجل كل ما يمدر عن الطفل مما يمكن أن ينتمى الى السلوك العدواني ، وبالطبع ييسر عليه الأمر استخدام وسائل التسجيل التكنولوجية الحديثة.

وقد يسهل عليه الأمر أيضاً - اذا لجأ الى التسجيل الشخسى المباشر - أن يستخدم نوعاً من الحكم والتقدير للسلوك الذى يلاحظه، وتفيد فيه فسي هذا العدد مقاييس التقدير الذى تتضمن نوعاً من الحكم على مقدار حدوث السلوك موضع البحث . ومن ذلك أن يحكم على السلوك العدواني للطفل بأنه :

يحدث دائماً - يحدث كثيراً - يحدث قليلاً - نادراً ما يحدث - لا يحدث على الإطلاق .

وعليه أن يحدد بدقة معنى (دائماً - كثيراً - قليلاً - نادراً - لا يحدث) حتى لا ينشأ غموض فى فهم معانيها ، وخاصة اذا كان مبنى الضرورى وجود ملاحظ آخر لنفس السلوك يسجل تقديراته مستقلاً تحقيقاً لموضوعية الملاحظة (وهو شرط واجب الحدوث كما سنبين فيما بعد) .

(ب) عينة الوقت :

فى هذه الطريقة يتركز اهتمام الباحث على مدى حدوث أنماط معينة من السلوك فى فترات معينة يخصصها للملاحظة ويتم تحديد أوقاتها مقدماً . والمنطق الرئيس وراء هذه الطريقة أن الإنسان يستمر نفس اعداد نفس السلوك لفترات طويلة نسبياً من الزمن . وعلى هذا يمكننا الحمل على وصف صحيح لهذا السلوك وحكم صحيح عليه اذا لاحظناه بشكل متقطع فى بعد الزمن . وتختلف الفترات الزمنية التى يختارها الباحثون لهذا الغرض ابتداءً من ثوان قليلة لملاحظة بعض أنماط السلوك ، الى دقائق أو ساعات عديدة لبعض الأنواع الأخرى . وفى جميع

الأحوال يجب أن يكون المدى الزمني للملاحظة واحدا تبعا لخطة معدة مقدما . وخلال هذه الفترات يسجل الباحث عدد مرات حدوث السلوك موضع الاهتمام . ومن أمثلة ذلك أن يختار الباحث حصة في أول النهار وحصة في آخره مرتين في الأسبوع على مدار العام الدراسي لبحث بعض جوانب سلوك مدرس المدرسة الابتدائية . وإذا عدنا لمثال السلوك العدواني قد يقرر الباحث ملاحظة سلوك العدوان عند الأطفال خلال الدقائق العشر الأولى من كل ساعة من أربع ساعات متعلة خلال رحلة . ومن مزايا هذه الطريقة أنها تسمح بالمقارنة المباشرة في المفحوصين مادام وقت الملاحظة وزمنه واحدا .

(ج) وحدات السلوك :

في هذه الطريقة يلاحظ الباحث خلال فترة زمنية معينة وحدات السلوك behavior units وليس مينة السلوك أو عينة الوقت . وفي هذه الطريقة تتم ملاحظة وحدات السلوك وجزئياته غير المتجانسة بدلا من ملاحظته ككتلة مركبة متجانسة . وتبدأ وحدة السلوك في الحدوث في أي وقت يطرأ على سلوك المفحوص أو بيئة المفحوص أي تغيير . فمثلا إذا لاحظنا أن الطفل وهو يلعب برمال الشاطئ تحول فجأة إلى وضع كمية من الرمل في شعر طفل آخر فإننا نسجل في هذه الحالة حدوث وحدة سلوك جديدة . وفي كل مرة يسجل فيها الباحث حدوث وحدة سلوك يمكنه أن يسجل أيضا ما إذا كان التغير قد حدث في سلوك الطفل أو في بيئته . وحين تنتهي فترة الملاحظة يقوم الباحث بفحص وحدات السلوك التي تم تجميعها ثم تحليلها . ويتطلب ذلك بالطبع تصنيفها في فئات .

بعض ضوابط استخدام الملاحظة الطبيعية :

توجد مجموعة من الضوابط التي يجب التنبيه إليها قبل استخدام طريقة الملاحظة الطبيعية نلخصها فيما يلي :

(١) أن يكون الباحث متنبها إلى سلوكه أثناء الملاحظة حتى

لا يقع في أخطاء التحيز ، والذي يتمثل في ميله الى تدعيم فكرته المسبقة عن السلوك الانساني ، وقد يؤدي به هذا الى المبالغة في جميع بعض الملاحظات عن طريق الاهتمام الزائد ، أو التهوين من بعضها عن طريق الاهمال . وهو بهذا يتجاوز مهمته كمسجل للأحداث كما تقع بالفعل وكما تسجيلها الكاميرا العادية الى آلة تفخم بعض الأحداث عن طريق التكبير أو تقلل من شأنها عن طريق التميعير .

(٢) أن لا يتجاوز حدود مهمته بالتدخل في عملية التسجيل التي يقوم عليها الوصف الدقيق للظواهر وتحويلها الى مستوى التفسير . ولذلك فان كثيرا من تقارير الملاحظة لا يمتد بها اذا تضمنت الكثير من آراء الباحث وطرقه في فهم الأحداث بدلا من أن يتضمن ومنا دقيقا للأحداث ذاتها . واحدى طرق زيادة الدقة في هذا المدد تحديد أنواع الأنشطة التي تعد أمثلة للسلوك موضوع الملاحظة ، وتكون هذه الأنشطة تعريفا اجرائيا لهذا السلوك .

(٣) تتضمن المشكلة السابقة قضية الموضوعية في الملاحظة . فاذا لم تكن ملاحظتنا الا محض تفسيراتنا وتأويلاتنا ولهمنا للأحداث فبالطبع لن يحدث بيننا كملاحظين " الاتفاق المستقل " في الوصف وهو تعريفنا الأساسى للموضوعية . فهذه التفسيرات تسمح لجوانبنا الذاتية أن تلعب دورا في ملاحظتنا . ولهذا فان من الشروط التي يجب أن يتحقق منها فتي طرق الملاحظة شرط الثبات أو الدقة ، وهو هنا ثبات الملاحظين . ويتطلب ذلك أن يقوم بملاحظة نفس الأفراد في نفس السلوك موضع البحث أكثر من ملاحظ واحد على أن يكونوا مستقلين تماما بعضهم عن بعض ، ثم تتم المقارنة بين الملاحظين . فاذا حدث بينهم قدر من " الاتفاق المستقل " فيما يسجلون أمكننا الحكم على الملاحظة بالدقة والثبات ، والا كانت نتائج الملاحظة موضع شك . وبالطبع فان هذا الثبات يزداد في طرق الملاحظة المقيدة عنه في طرق الملاحظة المفتوحة (وسوف نعرض لموضوع الثبات فيما بعد في هذا الكتاب) .

(٤) تحتاج طرق الملاحظة الطبيعية الى التدريب على رؤية أو سماع مايجب رؤيته أو سماعه وتسجيله . وتدلنا خبرة رجال القضاء أن شهادة شهود العيان في كثير من الحالات تكون غير دقيقة ، لأنهم بالطبع غير مدربين على الملاحظة . والم يتدرب الباحث تدريباً جيداً على الملاحظة فان تقاريره لن تتجاوز حدود الوصف الذاتي المحض ، وهي بهذا تكون عديمة الجدوى في أغراض البحث العلمي . وفي كثير من مشروعات البحوث يتم تدريب الملاحظين قبل البدء في الدراسة الميدانية حتى يعملوا في دقة الملاحظة الى درجة الاتفاق شبه الكامل بينهم (بنسبة اتفاق لا تقل عن ٧٩٠) .

(٥) من المشكلات الهامة في طريقة الملاحظة الطبيعية أن محض وجود ملاحظ غير مألوف بين المفحوصين يؤثر في سلوكهم ويؤدي الى انتقاء التلقائية والطبيعية في اللعب أو العمل أو غير ذلك من المواقف موضع الملاحظة . وقد بذلت جهود كثيرة للتغلب على هذه المشكلة ، ومن ذلك تزويد عامل علم النفس بالغرف التي تسمح حيطانها الزجاجية بالرؤية من جانب واحد (هو في العادة الجانب الذي يوجد فيه الفاحص) ، وفي هذه الحالة يمكن للفاحص أن يكون خارج الموقف ويلاحظه وهو يتم بتلقائية . ومنها أيضا استخدام آلات التصوير بالفيديو ، وآلات التسجيل السمعي بشرط أن توضع في أماكن خفية لا يلفت إليها المفحوصون ، أو توضع في أماكن مرئية لهم على أن تظل في مكانها لفترة طويلة نسبياً من الزمن قبل استخدامها حتى يتعود على وجودها المفحوصون . وتوجد ضوابط أخلاقية لاستخدام هذه الآلات سنشير إليها فيما بعد . وقد يلجأ بعض الباحثين للتغلب على هذه المشكلة الى الاندماج مع المفحوصين في محيطهم الطبيعي قبل الاجراء الفعلي للبحث بحيث يصبح وجودهم جزءاً من البيئة الاجتماعية للبحث ، وهذه الطريقة تسمى الملاحظة بالمشاركة participant observation .

(٦) تتسم الملاحظة الطبيعية بأن فيها كل خصائص التعقد والتركيب لمواقف الحياة الفعلية . الا أننا نحب أن نشبه الى أن هذا ليس عيباً في

الطريقة وانما هو أحد حدودها . في الواقع أننا في حاجة الى البحوث التي تعتمد على وصف السلوك الانساني في سياقه اليومي العيادي حاجتنا الى البحوث التي تعتمد على دراسة هذا السلوك في المواقف الأكثر ضبطا وتقنيًا داخل المعمل والتي نسميها الملاحظة المعملية .

ثانيا : الملاحظة المعملية

كلما أجريت الملاحظة في ظروف أكثر ضبطا زودتنا بمعلومات أكثر قابلية للتعميم ، فمثلا عند دراسة نمو القدرة على القبض على الأشياء ومعالجتها قد يتطلب الأمر ملاحظات دقيقة وتفصيلية للأطفال من مختلف الأعمار، كل منهم يقوم بالقبض على مكعب خشبي ومعالجته في موقف مقنن أو موحد . وحتى نوضح ذلك فقد نختبر اختبارا "فرديا" ٤٠ طفلا كل عشرة منهم في مجموعة عمرية معينة : ٢٠ أسبوعا ، ٢٠ أسبوعا ، ٤٠ أسبوعا ، ٥٠ أسبوعا بينما هم جالسون جلسة معتدلة في مقعد مرتفع ، ثم نضع مكعبا على لوح خشبي أمام كل طفل ، وفي هذه الحالة يمكننا أن نلاحظ ونسجل بالتفصيل جهود الطفل للقبض على المكعب الخشبي ومعالجته .

المثال السابق يوضح لنا جوهر مانسبه الملاحظة المعملية laboratory observation ، وهي تتفق مع الملاحظة الطبيعية في ضرورة توافر شروط الاعداد للملاحظة بحيث تكون مقصودة للاجابة على سؤال أو اختبار فرض ، وتدريب للملاحظين على القيام بها ، كما تتفق معها في ضرورة التنبيه لمعظم الفوابط التي أشرنا اليها في القسم السابق .

الا أن الملاحظة المعملية تختلف عن الملاحظة الطبيعية في أنها أكثر تقنيًا . فالمهام tasks التي تقدم للملحوصين في المعمل

موحدة للجميع ، وشروط تقديمها واجرائها موحدة أيضا . ومعنى ذلك أن المواقف التي يوجد فيها المفحوصون موضع الملاحظة تسمح - بحكم هذا التوحيد - بالمقارنة بين الأفراد في كفاءة أدائهم لهذه المهام . كما أنها تسمح أيضا بإمكانية استعادة الملاحظات وتكرارها إذا تكررت هذه المواقف داخل المعمل . وهذه ميزة إضافية لا تتوافر بالطبع في الملاحظة الطبيعية . فإذا كانت مهام المعمل يمكن تكرارها فإن مواقف الحياة اليومية التلقائية لا تتكرر أبدا .

ويجب أن ننبه هنا إلى ضرورة التمييز بين الملاحظة العملية والمنهج التجريبي . فالملاحظة العملية يمكن أن تستخدم مع أي منهج من مناهج البحث التي تناولناها في الفصل السابق ، ومنها بالطبع المنهج التجريبي . صحيح أنها أكثر ارتباطا بالمنهج التجريبي إلا أنها لا تطابقه . وقد أدى هذا الخطأ إلى الوقوع في مغالطتين شائعتين نعرضهما في فقرة سؤالين على النحو الآتي :

(١) هل الملاحظة العملية امطناعية ؟

لعل السبب الجوهرى لطرح السؤال ما يشاهده أى فاحص عاجز لآى عمل فى العلوم الانسانية من حيث الأجهزة والمهام الشائعة الاستعمال . ففي معمل علم النفس مثلا يجد الباحث أن دراسة التعلم تعتمد على المتاهات ، والذاكرة تعتمد على حفظ المقاطع عديمة المعنى ، والانتباه على التاكستوسكوب والعمليات المعرفية على جهاز قياس زمن الرجوع .

وبالطبع فإن اللجوء إلى مثل هذه الأجهزة والمهام التى تبدو على درجة كبيرة من الامطناع تحكمه ضرورات المنهج فى معظم الأحوال ، وخاصة المنهج التجريبي . فبعض هذه الأجهزة والمعدات لا يمكن الاستغناء عنه فى عرض المثيرات على المفحوصين (كالتاكستوسكوب أو دولا ب الذاكرة أو جهاز عرض الشرائح أو شاشة الفيديو والسينما) ، وبعضها الآخر هام للوصول إلى درجة كافية من الدقة فى تسجيل النتائج

(كالمساعة الكرونوسكوبية أو جهاز قياس زمن الرجوع) . كما أن بعض المهام المستخدمة له أهميته في ضبط المتغيرات المستقلة الأخرى التي لاملة بها بموضوع البحث والتي قد تؤثر في المتغير التابع . فاستخدام المقاطع عديمة المعنى كمهمة معملية يستهدف الباحث منه ضبط متغيري المعنى والخبرة السابقة وغيرهما مما تتسم المسواد ذات المعنى والذي قد يؤثر في معدل تذكر المفحوص ولا يمكن ضبطه والتحكم فيه بالنسبة لجميع المفحوصين (وهو ما يسمى في التعميم التجريبي المتغيرات الدخيلة كما سنبين فيما بعد) .

الا أن هذا لايعنى أن جميع الملاحظات المعملية اصطناعية على النحو السابق . وتترقف درجة الاصطناعية - الطبيعية في هذه الملاحظات على موضوع الملاحظة ذاته . وفي هذا العدد تتفاوت المهام التي تستخدم في هذا النوع من الملاحظات في درجة قربها أو بعدها من السياق الطبيعي أو المعتاد . فبعض هذه الملاحظات يتم في ظروف أقرب إلى الطبيعية مثل ملاحظة سلوك القراءة عند التلاميذ ، ففي هذه الحالة قد يستخدم الباحث مادة قرائية معتادة تقدم للجميع ، أو سلوك القائد أثناء إدارة الجماعة حيث تقنن المهام التي يطلب منه القيام بها خلال الموقف الاجتماعي ، وعادة ماتكون هذه المهام من النوع الذي يمارس بالفعل في الحياة اليومية .

وبين المهام الطبيعية من ناحية والمهام الاصطناعية من ناحية أخرى يوجد نوع ثالث يقع في منزلة بينهما ، وهو ما يسمى المماثلة simulation أو النماذج المعقرة miniature . وفيها تكون المهام مماثلة للمواقف الطبيعية الا أنها لا تتطابق معها . ومن ذلك مثلا حين يتدرب الطيار داخل المعمل على آلة تتضمن جميع المهارات الأساسية اللازمة لقيادة الطائرة الا أنها ليست طائرة حقيقية .

وسواء كانت المهام التي يستخدمها الباحث في ملاحظته المعملية من النوع الاصطناعي أو الطبيعي أو شبه الطبيعي فان لكل منها أهميته

وفائدته للبحث العلمى فى العلوم الانسانية والاجتماعية . ويتوقف قرار الباحث باختيار أى منها - شأن أى قرار آخر فى عملية البحث العلمى - على مشكلة البحث وأهدافه .

(٢) هل الملاحظة العملية تركز على الظواهر التالية ؟

منشأ هذا السؤال أيضا هو ما يشاهد كثيرا فى معامل العلوم الانسانية والاجتماعية من تركيز على الظواهر التى تبدو أنها قليلة الأهمية بالنسبة لغيرها من ظواهر السلوك الانسانى ، أو أنها منبثقة العلة بها .

تأمل تجربة عملية تجرى على الانسان فى المعمل على اشتراط جفن العين . ان المشاهدة العابرة قد توحى لنا بأن هذا النوع من الملاحظة ركز على أبسط صور السلوك الانسانى وتجاهل العمليات العليا المعقدة . وقد يتساءل الفاحص العابر حينئذ عن مدى أهمية هذا النوع من الملاحظات وقيمتها فى تنمية وتطوير فهمنا للسلوك الانسانى .

الا أننا يجب أن ننبه هنا الى أن أهمية الظاهرة موضوع البحث لاتأتى من محض تقييمنا الذاتى لها . فما يبدو للبعض تافها قد يكون عظيم القيمة جليل الأهمية للبحث العلمى . وعظم البحوث الأساسية فى العلم تهدف أساسا الى تبسيط الظاهرة ودراستها فى " نقاء نسبى " دون أن تتأثر قدر الامكان بالمتغيرات الدخيلة التى قد تؤثر فى الظاهرة دون قصد من الباحث ، وذلك للوصول الى علاقة واضحة بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة .

ولا يجب التقليل من أهمية هذه الملاحظات التى قد تركز على أبسط صور السلوك الانسانى ، فهى تقوم فى العلوم الانسانية والاجتماعية بنفس الدور الذى تقوم به فى العلوم الطبيعية . بل ان دورها فى النوع الأول من العلوم قد يكون أكثر أهمية بسبب التعقد والتركيب

الشديدين اللذين عليهما سلوك الانسان . فتراكم هذه الملاحظات العملية البسيطة قد يؤدي الى فهم واضح ومنظم ومتكامل للظاهرة موضع البحث . ان الملاحظات البسيطة في معامل الفيزياء على المغانطيسية أدت الى اكتشافات مذهلة ومنها توليد الكهرباء ، وبالمثل فان هذه الملاحظات البسيطة في معامل الأحياء على الخلية أدت الى الثورة العلمية المعاصرة في ميدان الهندسة الوراثية ، فلماذا لا تؤدي الملاحظات البسيطة في معامل علم النفس على التعلم مثلاً الى ثورة في التربية ؟!

ولعل أكثر الانتقادات حدة ما يوجه الى العلوم الانسانية والاجتماعية عند استخدام الحيوان موضوعاً للبحوث الأساسية فيها . وبالطبع فان دراسة سلوك الحيوانات بطريقة الملاحظة العملية فيه خصائص ومزايا التبسيط للظاهرة السلوكية على النحو الذي بيناه ، أضاف الى ذلك أن الباحث يستطيع أن يتحكم في سلوك الحيوان بطرق لاتجيزها الشرائع أو القوانين بالنسبة لسلوك الانسان (ومن ذلك مثلاً بحوث وراثية السلوك) . بالإضافة الى ما يتوافر في بعض الحيوانات من خصائص سلوكية مفيدة للبحث العلمي قد لاتتوافر في الانسان (كالتوالد السريع عند الفئران) .

الا أن السؤال الجوهرى بالطبع هو هل يجوز الانتقال مباشرة من نتائج البحوث التى تجرى على الظواهر البسيطة (كسلوك الحيوان) الى الظواهر المعقدة (كسلوك الانسان) أو بعبارة أخرى هل يجوز التعميم من نتائج بحوث المعمل الى السلوك فى سياقه المعتاد ؟

لقد أجبتنا على هذا السؤال فى موضع سابق (فؤاد أبو حطب ، آمال صادق ، ١٩٨٤) وقلنا ان الفجوة بين الأساس والتطبيق ، وبين المعمل والسياق المعتاد واسعة ولا يمكن عبورها بقفزة واحدة ، والا سقط البحث العلمى فى هوة الانتحار . ولانكر أنه حدثت بعض التجاوزات

في تاريخ العلوم الانسانية والاجتماعية حاول أصحابها هذا الانتقال المباشر فكان في ذلك النهاية للأنساق النظرية التي وقعت في هذا المازق . وكان هذا هو المقتل الحقيقي لكل من السلوكية (حين حاولت التعميم من البسيط الى المركب مباشرة) والتحليل النفسي (حين حاول التعميم أيضا من المرضى الى السوي) ، والذي أدى في السنوات الأخيرة الى ظهور كل من علم النفس المعرفي وعلم النفس الانساني على حد سواء (راجع فؤاد أبو حطب ، ١٩٨٩) .

ثالثاً: الاختبارات

حين تتحول المهمة task التي يستخدمها الباحثون في الملاحظة العلمية الى موقف على درجة عالية من التقنين فاننا نطلق عليها في هذه الحالة مصطلح اختبار test .

لعل أشهر تعريفين للاختبار هما تعريف أنستازي بأنه " مقياس موضوعي مقنن لعينة من السلوك " ، وتعريف كرونباك بأنه " طريقة منظمة للمقارنة بين سلوك شخصين أو أكثر " . وقد ناقش أحد مؤلفي هذا الكتاب (فؤاد أبو حطب ، ١٩٨٢) هذين التعريفين للوصول الى تعريف يمكن أن يعد أكثر شمولاً .

ونبدأ فنقول أن استخدام كرونباك لعبارة " طريقة منظمة " في تعريفه للاختبار أكثر دقة من كلمة " مقياس " عند أنستازي ، لأن في قول أنستازي نوع من عدم التمييز بين المصطلح " اختبار " والمصطلح " مقياس " فعلى الرغم من تداخل معانيهما إلا أنهما ليسا مترادفين .

فمن ناحية نجد أن لفظ " مقياس " أكثر عمومية لأنه يستخدم في كل ميادين البحث السيكولوجي عندما نمرى الى الحصول على أوصاف

" كمية " كما هو الحال في بحوث الإدراك والاحساس والحكم والمجال السيكوفيزيائي العام . أى أن اللفظ يستخدم في الأغراض السيكولوجية العامة ، بل وفي صميم علم النفس التجريبي . فكثيرا ما نقيس التعلم أو الاستجابة أو المشير ، ونستخدم في هذه الأغراض المقاييس الفيزيائية .

ويطلق على المقياس لفظ اختبار في مجال استخدامه في ميادين علم النفس الفارق وحده . وعلى هذا فإن استخدام الزمن كمقياس للعمليات الفارقة أو التعلم أو الإدراك يمكن أن تستخدم " كاختبار " إذا تحول اهتمامنا به إلى ميدان الفروق الفردية . إلا أن الاختبارات يتكون في العادة من عدد الأسئلة أو المفردات التي لاتأخذ صورة مقاييس النسبة هذه وإنما قد تكون من نوع مقاييس المسافة أو الرتبة ، ومعنى ذلك أنه ليست جميع المقاييس اختبارات إلا عند الاهتمام بعلم النفس الفارق . وفي هذه الحالة فقط يمكن أن يحل لفظ اختبار ومقياس كل منهما محل الآخر .

ومن ناحية أخرى ليست جميع الاختبارات مقاييس . وقد أشرنا إلى معنى القياس في الفصل الثاني وهو في كل الأحوال يتطلب نوعا مسن الوصف الكمي سواء كان من نوع الكم المتمثل أو الكم المنفصل . وليست جميع الاختبارات من هذا القبيل . فقد نجد بعض الاختبارات التي لاتعطي درجة للمفحوص وإنما يستخدمها الفاحص لمساعدته على الوصول إلى وصف لفظي أو كمي للمفحوص (مثل طرق الملاحظة) . ولا يتطلب الأمر في هذه الأحوال استخدام المقاييس من أى مستوى من المستويات .

ومادامت الاختبارات هي في جوهرها أدوات الدراسة العلمية للفروق الفردية فإنها تسعى في معظمها إلى المقارنة كما يقول كرونباك في تعريفه . إلا أن هذه المقارنة لاتتضمن المقارنة بين الأفراد في ضوء معيار Norm فحسب ، وإنما تتضمن أيضا المقارنة داخل الأفراد في ضوء مستوى Standard أو محك Criterion . كما أن هذه المقارنة

لا تكون في عينة من السلوك فقط ، كما هو الحال في الاختبارات المنسوبة الى المعيار ، وانما تشمل أيضا المقارنة في "كل" السلوك كما هو الحال في الاختبارات المنسوبة الى المحك .

والمعيار هو أساس للحكم على أداء المفحوصين والمقارنة بينهم في ضوء أدائهم الفعلي ، ويأخذ الميعة الكمية في أغلب الأحوال ، ويتحدد في ضوء الخصائص الواقعية لهذا الأداء ، ومن ذلك استخدام المتوسط الحسابي لدرجات عينة التقنيين معيارا لوصف الأداء العسادي في الاختبار ، وفي ضوءه تتحدد الأوضاع النسبية للأفراد فنقول أعلى من المتوسط أو أقل من المتوسط أو متوسط .

أما المستوى فيتشابه مع المعيار في أنه أساس للحكم على الأداء في ضوء هذا الأداء ذاته ، إلا أنه يختلف عنه في جانبين : أولهما أنه قد يأخذ المورة الكمية أو الكيفية ، وثانيهما أنه يتحدد في ضوء ما يجب أن يكون عليه الأداء وليس ما هو عليه بالفعل . ومن هذه المستويات مانجده في نظم الامتحانات المعتادة حين نقارن درجات التلاميذ في هذه الامتحانات بنظام النهايات المغري والكبرى ، أو حين تتحدد تقديرات النجاح قبليا في مورة فعيف ومقبول وجيد وممتاز في ضوء نسب مئوية من النهاية العظمى للمادة الدراسية توضع مقدما ولا تحسب بالطرق الاحصائية في ضوء الأداء الفعلي في الامتحانات . وهذه جميعا وسائل غير دقيقة في تحديد المستوى ، أما أفضل الطرق فتكون حين يقارن الأداء كما يحدده الاختبار بمستوى الجودة أو الإتقان أو التمكن الذي يحدده الهدف التربوي أو التعليمي أو المهني ، ويكون تحديد هذا المستوى في الأصل قد تم في ضوء ما يجب أن يكون عليه الأداء .

أما المحك فهو أساس خارجي مستقل للحكم على الأداء في الاختبار ، وقد تكون هذه المحكات كمية أو كيمية ، فمثلا لكي نحكم على نجاح

برنامج تعليمي أو تدريبي في تحقيق أهدافه يمكن مقارنته بأداء المتدربين في الاختبارات التحصيلية المرتبطة بهذا البرنامج بمستويات الكفاءة الانتاجية التي تتحدد في الميدان العملي للعمل .

و قد توصل فؤاد أبو حطب (١٩٨٣) الى تعريف أكثر شمولاً ودقة من تعريف كل من أنستازي وكرونتباك اللذين أشرنا اليهما بقسوله :

" الاختبار النفسى هو طريقة منظمة للمقارنة بين الأفسراد أو داخل الفرد الواحد فى السلوك أو فى عينة منه فى ضوء معيار أو مستوى أو محك " .

أنواع الاختبارات :

توجد طرق عديدة لتصنيف الاختبارات لا يتسع المقام لتناولها بالتفصيل ، وحسبنا أن نعرض هنا للنظام التصنيفى الذى اقترحه فؤاد أبو حطب (١٩٨٣) ، وفيه يعرض خمسة أسس يمكن فى فوائدها تصنيف الاختبارات التى تتناول القدرات العقلية وهى : الشكل والأداء والمحتوى والكيف والعمليات المتضمنة فيها . وفيما يلى عرض لهذه الأسس :

(١) من حيث الشكل form : ويقعد بها الطريقة التى يقدم بها الاختبار للمفحوص ، وفى هذا المدد يمكن التمييز بين الاختبارات الفردية والاختبارات الجماعية . والاختبار الفردى هو فى جوهره نوع من المقابلة التى يقوم الفاحص فيها بتوجيه الأسئلة للمفحوص وتسجيل اجاباته وتقديرها . أما الاختبار الجماعى فيمكن تطبيقه على عدد كبير من الأشخاص فى نفس الوقت ، ويقوم كل منهم بتسجيل اجاباته بنفسه .

(٢) من حيث الأداء performance : أى النشاط الذى يعدر عن

المفحوص . وهنا نميز بين اختبارات الورقة والقلم (الكتابية) والاختبارات العملية ، وفي النوع الأول يفكر المفحوص في المشكلات التي تعرض عليه تفكيراً ذهنياً أو مضمراً ثم يسجل نتائج تفكيره ، أما في النوع الثاني فيقوم المفحوص بمعالجة المواد التي يتألف منها الاختبار معالجة مريحة .

(٣) من حيث المحتوى content : أي المادة التي تعالج منها مفردات الاختبار . وهنا نجد التمييز الأساسي بين الاختبارات اللفظية والاختبارات غير اللفظية . ويجب أن نلاحظ هنا أن هذا التصنيف ليس مطابقاً للتصنيف السابق . فاختبارات الورقة والقلم قد تكون لفظية أو غير لفظية ، وكذلك الاختبارات العملية . وعادة ماتتكون مسادة اختبارات الورقة والقلم غير اللفظية من صور أو رسوم ، وتتخذ تعليماتها صورة الأيماءات أو الإشارات . أما الاختبارات العملية اللفظية فمن أشهر أمثلتها اختبارات القراءة الجهرية . ويمكن أن نميز داخل هذه الفئات الأساسية للمحتوى فئات أخرى مثل الاختبارات اللفظية في مقابل الاختبارات العددية ، واختبارات الصور في مقابل اختبارات الرسوم والأشكال الهندسية . الخ .

(٤) من حيث الكيف quality : وهنا نميز بين اختبارات السرعة واختبارات القوة . وتعتمد درجة المفحوص في اختبارات السرعة على عدد الأسئلة التي يستطيع الإجابة عليها في الزمن المسموح به ، أما اختبارات القوة فان هذه الدرجة تعتمد على صعوبة الأسئلة التي يستطيع الإجابة عليها .

(٥) من حيث العمليات processes : وفي هذا العدد يمكن التمييز بين الاختبارات في ضوء العمليات والمفاهيم التي نقيسها ومن ذلك اختبارات الذكاء والابداع والتحصيل والكفاءة والاستعداد وغيرهما .

أنواع المفردات التي تتألف منها الاختبارات :

(١) أسئلة الاختيار من متعدد (التعرف) : وهو أكثر الأنواع شيوعاً وتقيس بكفاءة النواتج البسيطة للتعلم ، وفيها يتكون السؤال من مشكلة (قد تصاغ في صورة سؤال مباشر أو عبارة ناقصة) تسمى الجذر stem وقائمة من الحلول المقترحة تسمى البدائل الاختيارية alternative ، ويطلب من المفحوص قراءة جذر السؤال وقائمة البدائل وانتقاء البديل الصحيح أو الأفضل .

(٢) أسئلة المزاوجة : وتتألف من عمودين متوازيين يحتوى كل منهما على مجموعة من العبارات أو الرموز أو الكلمات ، أحدهما (وعادة ما يكون إلى اليمين) يسمى المقدمات والثاني (إلى اليسار) يسمى الاستجابات . وعلى المفحوص أن يزاوج بين كل عنبر في قائمة المقدمات وما يناظره في قائمة الاستجابات .

(٣) أسئلة البدليين : وتتطلب اختيار اجابة واحدة من اجابتين كالحكم على العبارة بالصواب أو الخطأ ، أو الاجابة بنعم أو لا ، أو الحكم على العبارة بأنها تدل على رأى أو حقيقة ، أو تقدير عبارة بالموافقة أو المعارضة ، ويستخدم هذا النوع في قياس نتائج التعلم التمييزى البسيط .

(٤) الأسئلة التفسيرية : ظهر هذا النوع من الاختبارات للتغلب على بعض مشكلات أسئلة البدليين التقليدية وخاصة مايتضمنها بتأثرها البالغ بالتخمين . ويتكون السؤال التفسيري من سلسلة مسن الأسئلة الموضوعية تعتمد على مجموعة مشتركة من البيانات الأولية (المعطيات) ، وقد تكون هذه المعطيات في صورة مواد مكتوبة أو جداول أو رسوم أو أشكال أو خرائط أو صور . وقد تتخذ الأسئلة المرتبطة بها أنواعاً مختلفة ولكنها في الغالب تأخذ صورة الاختيار من متعدد . ومن ذلك مثلاً أن يطلب من المفحوص أن يقرأ المعطيات والعبارة

تحتها ثم يحكم على كل عبارة بأن يفع مثلاً :

- الرمز (أ) إذا كانت العبارة صحيحة تماماً .
- أو الرمز (ب) إذا كانت العبارة محتملة المواب .
- أو الرمز (ج) إذا كانت المعطيات لا تكفى للحكم على العبارة بالصح أو الخطأ .
- أو الرمز (د) إذا كانت العبارة محتملة الخطأ .
- أو الرمز (هـ) إذا كانت العبارة خاطئة تماماً .

(٥) أسئلة الترتيب : وفيها يقوم المفحوص بإعادة ترتيب عناصر أو خطوات أو مراحل أو أحداث أو إجراءات أو تواريخ في تسلسل طبيعي منطقي .

(٦) أسئلة الإجابة القصيرة (الاستدعاء) : ويتطلب هذا النوع من الأسئلة أن ينتج المفحوص استجابته وليس مجرد التعرف عليها - كما هو الحال في أسئلة الاختيار من متعدد - ولذلك تسمى أحياناً أسئلة التكميل .

ويمكن القول أن هذا النوع قد يتطلب إجابة قصيرة إذا عرضت المشكلة في صورة سؤال مباشر ، أو تكلمة إذا عرضت في صورة عبارة ناقصة . وتوجد أنواع أخرى من هذا النوع منها أعداد القوائم والتي تسمى أحياناً أسئلة المقال القصير ، وأسئلة القياس التمثيلي - وأسئلة المشكلات (أو المسائل) وأسئلة التعيين (كأن يطلب من المفحوص تحديد الأجزاء الناقصة في جملة أو رسم أو شكل) .

(٧) أسئلة الإجابة الطويلة (المقال) : رغم الاستخدام الواسع للاختبارات الموضوعية التي أشرنا إليها لاتزال توجد مواقف لاتعتمد لها إلا أسئلة المقال ، ومنها القدرة على عرض وتنظيم وتكامل الأفكار ، والقدرة على التعبير الكتابي ، والقدرة على إعطاء التفصيلات والتطبيقات للمفاهيم والمبادئ ، والقدرة على حل المشكلة والتفكير الابتكاري .

ومن أهم خصائص أسئلة المقال حرية الاستجابة . وفي هذا جدواها كمقياس للتحصيل المعقد ، وفيه أيضا تكمن صعوبات التقييم التي تجعل منها أدوات أقل كفاءة في قياس الحقائق والمعلومات . ومعنى هذا أن أسئلة المقال يجب أن تستخدم حيث لا تلحق الاختبارات الموضوعية .

(٨) الأسئلة العملية : تستخدم الأسئلة العملية كوسائل موضوعية لتقدير الكفاءة التي يؤدي بها أحد أعمال المهارة ، وتنقسم هذه الأسئلة الى ثلاثة أنواع :

(أ) أسئلة التعرف : وتتطلب من المفحوص التعرف على الخصائص الأساسية للأداء (كأن تعترف قطعة موسيقية ويطلب من المفحوص تحديد الأخطاء أو النقائص في الأداء) . أو تحديد الأجزاء التي تتألف منها إحدى الآلات ، أو اختيار الآلة أو الجهاز المناسب لعمل معين ، أو تحديد العينات ، أو تصنيف الأشياء ، أو انتقاء عمل أدبي أو فني ممتاز .

(ب) الأسئلة التي تتضمن مواقف تشبه المواقف الطبيعية : فهي تهدف الى قياس الأنشطة الأساسية في العمل ، وتسمى أحيانا اختبارات النماذج الممفزة .

(ج) أسئلة عينة العمل : وهي عبارة عن محاولات " مضبوطة " أو " مقننة " في الظروف الواقعية للعمل . وتنقسم هذه الاختبارات الى نوعية أساسيين : أولهما الاختبارات التي يسهل التمييز فيها بين الصواب والخطأ في الأداء وبالتالي يمكن تصحيحها بسهولة مثل التعويب والأداء العضلي في التربية البدنية والتجميع الميكانيكي والكتابة على الآلة الكاتبة . والنوع الثاني هو الاختبارات التي تعتمد على حكم المراقبين والفاحمين لتقويم الأداء وإعطاء درجة أو رتبة كما هو الحال في عزف الآلات الموسيقية والتربية العملية . ويتطلب هذا النوع استخدام مقاييس التقدير أو قوائم الملاحظة .

(٩) الأسئلة الشفوية : السؤال الشفوي هو مزيج من سؤال المقال والسؤال العملي ، وله فائدته في دراسة "العمليات المعرفية" التي يستخدمها المفحوص في الإجابة على أسئلة معينة ، ولذلك فهو أداة نافعة في تشخيص المعوقات ، بل انه في بعض الأحوال هو الأسلوب الأوضح في تقويم التلميذ كما هو الحال عند مغار الأطفال في مرحلة ما قبل المدرسة وفي العتوف الأولى من المرحلة الابتدائية ، وفي قياس بعض نواتج التعلم اللغوي (كالقراءة الجهرية) .

رابعاً : مقاييس التقدير وقوائم المراجعة

تستخدم مقاييس التقدير rating scales حيثما يمكن تحديد مدى توافق خاصية سلوكية معينة ، وخاصة في المواقف التي يكون فيها للأداء الناتج جوانب متعددة يتطلب كل منها نوعاً من التقدير في بعد منفصل . فمثلاً لاعداد مقياس تقدير لتقويم قدرة التلاميذ على الخطابة يستعين به المعلم عند ملاحظة التلميذ والاستماع اليه وهو يؤدي خطبة نهتم في هذه الحالة بالجوانب الآتية : ملاءمة المحتوى، التنظيم، سهولة العرض، صحة النحو ، القدرة على التعبير ، استخدام الالفاظ والارشادات ، تنويع الصوت ، ويعطى لكل منها مقياس منفصل ، أي أن كلا منها يمثل بعداً منفصلاً .

وتوجد طرق كثيرة لاعداد مقياس التقدير وأشهرها طريقة اعداد فئات للتقدير تمتد من الأقل الى الأكبر . وتدل الممارسة العملية على أن الحد الأدنى لعدد هذه الفئات هو ثلاث فئات لتوفير نقطة للتوسط أو الحياد مثل :

هل كان تنويع الصوت في الخطبة كافياً ؟

ضعيف متوسط جيد

ويمكن استخدام مقياس تقدير خماسي (أى مؤلف من خمس لغات على النحو الآتى) .

الى أى حد كان محتوى الخطبة ملائما ؟

ضعيف جدا ضعيف متوسط جيد جيد جدا

ويمكن أن تستخدم الأرقام بدلا من الكلمات كما يلي :

هل يظهر التلميذ تنظيما جيدا وتتابعها منطقيا لأفكاره ؟

— — — — —
١ ٢ ٣ ٤ ٥

وبالطبع يمكن لعدد اللغات أن يكون سبعا أو تسعا من اللغات أو إحدى عشرة لغة أو أكثر من ذلك . إلا أن الشائع كحد أقصى لعدد اللغات هو سبع وفى جميع الأحوال يجب أن يكون هذا العدد فرديا لتوفير نقطة التوسط أو الحياد أو المفرد المتهاطل فى المقياس كما أشرنا .

وقد يتطلب الأمر مزيدا من التوضيح للغات التقدير تحقيقا لقدرة أكبر من الاتفاق بين الملاحظين وفيما يلى توضيح للغات الرقمية السابقة .

- (١) لا يتحدث فى الموضوع ، ويتناول أفكارا كثيرة غير مرتبطة .
- (٢) لا يثير مسائل مضمّن فى الخطبة ، ومعظم أفكاره ترتبط فيما بينها الى حد ما .
- (٣) يبذل جهدا واضحا فى تحديد موضوعه ، يستبعد بعض الخطوات ويتحدث فى بعض المسائل غير المرتبطة .
- (٤) الموضوع جيد التنظيم ، فقليل ما يستبعد بعض الخطوات أو يتحدث فى مسائل غير مرتبطة .

(٥) الموضوع منظم بشكل واضح ويتضمن جميع الأفكار الهامة ولا يتحدث في أي مسألة غير مرتبطة .

وتختلف فئات مقياس التقدير حسب طبيعة الظاهرة موضع البحث .
ومن أشهر هذه الفئات الإشارة إلى تكرار حدوث سلوك معين على أنه يحدث :

دائماً كثيراً أحياناً قليلاً نادراً

وقد يتألف مقياس التقدير من قطبين متضادين بينهما درجات من كل منهما . ومن ذلك مثلاً في دراسة التفاعل اللفظي داخل الفصل قد يستخدم الباحث مقياس التقدير الذاتي الذي يسجل معدل حدوث سلوك التحدث الصادر من كل من المعلم والتلميذ :

(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)
يتحدث التلميذ طول الوقت	يتحدث التلميذ معظم الوقت	يتساوى وقت التحدث عند كل من المعلم والتلميذ	يتحدث المعلم معظم الوقت	يتحدث المعلم طول الوقت

وفي بعض الأحيان يستخدم الباحثون الوصف اللفظي لنهايتي المقياس فقط وتترك الفئات الأخرى دون تحديد ، ومن ذلك :

(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)
دائماً يسأل التلاميذ				نادراً ما يسأل التلاميذ

وقد يصف البعض الفئة الوسطى أيضاً ، وفي المثال السابق تصبح الفئة (٣) كما يلي (يسأل التلاميذ أحياناً) .

وقد يستخدم الباحث في مقياس التقدير لغة الكم الكاملة ، ومن

ذلك استخدام خط مستقيم له نهايتان واضحتان ، وعلى المقدر أن يحدد مدى توافر الخاصية عند نقطة بين النهايتين ، وبعدئذ يقسوم الباحث بقياس طول المسافة بين إحدى النهايتين ونقطة التقدير بالميللتر أو السنتيمتر ، ويكون هذا الطول مقياساً للخامسة . ويوضح ذلك المثال الآتى :

قوة روح
الفكاهة

ضعف روح
الفكاهة

وتوجد طريقة أخرى شائعة ذات طبيعة كمية أيضا ، وفيها يطلب من المقدر أن يستخدم أى رقم صحيح يمتد من مفر الى ١٠ ، أو من مفر الى ١٠٠ (أو الى أى عدد يحدده الباحث) ليدل على مقدار ما يتوافر فى المفحوص من صفة أو خاصية ، ونرى هذه الحالة يدل الرقم ١٠ (أو ١٠٠) على أقصى قوة للخاصية والرقم مفر على انعدامها .

وتفيد مقاييس التقدير فى جمع البيانات عن كثير من أنسباط السلوك الإنسانى ، وخاصة الأداء المتعدد الجوانب مثل القراءة الجهرية والتمثيل والقيادة والمشاركة فى الألعاب الرياضية وعسكرف الآلات الموسيقية والقيام بالتجارب المعملية . إلا أن أهميتها لا تقتصر على هذه النواتج العملية والحركية فقط وإنما تفيد أيضا فى تقويم بعض النواتج الكتابية التى لاتصلح لها الاختبارات الموضوعية مثل تقويم اختبارات المقال والكتابة والخط والرسم وغيره من الفنون التشكيلية . وفى حالة استخدامها فى تقويم النواتج العملية والحركية تليد كثيرا فى تنظيم الملاحظة .

ويجب أن نشير هنا الى أن مقاييس التقدير تستخدم كثيرا فى جمع البيانات عن بعض جوانب السلوك التى يلجأ فيها الباحثون الى استطلاع رأى الخبراء أو الرؤساء أو الأقران حول بعض جوانب السلوك المعقد

في المفحوصين مثل سمات الشخصية والمهارات الحركية المعقدة .

وقد يلجأ بعض الباحثين الى استخدام أسلوب أبسط كثيراً من مقاييس التقدير في الحصول على هذه البيانات ، يسمى قائمة المراجعة checklist ، والتي تتألف من قائمة من العناصر التي يطلب فيها من المقدر مجرد تحديد درجة توافر العنصر أو توافره ، وليس يتحدد ذلك بالإجابة بنعم أو لا بالنسبة لكل عنصر من عناصر القائمة وقد تستخدم الإشارة (+) للدلالة على وجود الظاهرة و (-) على عدم وجودها . تأمل القائمة التالية التي تستخدم في تقويم مدى جودة تقرير البحث :

- | | | | |
|------|---|-----|----|
| (١) | هل العنوان واضح ودقيق ؟ | نعم | لا |
| (٢) | هل صيغت المشكلة بوضوح ؟ | نعم | لا |
| (٣) | هل صيغت الفروض بدقة ؟ | نعم | لا |
| (٤) | هل تم تعريف المصطلحات الهامة ؟ | نعم | لا |
| (٥) | هل استخدم التحليل الإحصائي المناسب ؟ | نعم | لا |
| (٦) | هل غطت الدراسات السابقة الميدان تغطية ملائمة ؟ | نعم | لا |
| (٧) | هل سجل الباحث النتائج الهامة لهذه الدراسات ؟ | نعم | لا |
| (٨) | هل قام بنقد هذه الدراسات وتحليلها ؟ | نعم | لا |
| (٩) | هل تلخيص الباحث لهذه الدراسات جيد ؟ | نعم | لا |
| (١٠) | هل وصف الباحث الإجراءات التي استخدمها بطريقة ملائمة ؟ | نعم | لا |
| (١١) | هل عينة البحث مناسبة ؟ | نعم | لا |
| (١٢) | هل تعميم البحث جيد ؟ | نعم | لا |
| (١٣) | هل تحكم الباحث في المتغيرات الدخيلة ؟ | نعم | لا |
| (١٤) | هل استخدم الباحث أدوات ملائمة لجمع البيانات ؟ | نعم | لا |

وتوجد في كل من مقاييس التقدير وقوائم الملاحظة بخمسة مشكلات

تتناولها بالتفصيل المؤلفات المتخصصة ، ولعل أهمها أثر الهالة ، وأخطاء المبالغة أو التهوين ، ويمكن للقارئ الرجوع إليها فى موضع آخر (فؤاد أبو حطب وآخرون ، ١٩٨٧) .

رابعاً : وسائل التقدير الذاتى

تتطلب بعض البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية أن يسطر المفحوص مباشرة بيانات عن نفسه هو ، ويشمل ذلك ما يعرفه أو يتذكره (معلومات) أو ما يفضل (ميول وقيم) أو ما يعتقد (اتجاهات) .

ولاستكشاف العالم الداخلى للمفحوص تستخدم أنواع مختلفة من الأسئلة وحين توجه هذه الأسئلة كتابيا تسمى الأداة فى هذه الحالة استفتاء أو استبيان questionnaire ، وفى هذه الحالة يمكن تطبيقها جماعيا بسهولة ويسر . أما اذا وجهت الأسئلة شفويا وبطريقة فردية فان أداة جمع البيانات تسمى فى هذه الحالة مقابلة . interview

الا أن هذا لايعنى أن المقابلة هى استبيان يطبق شفويا وفرديا فحسب . انها بالإضافة الى ذلك تهين الفرصة للمفحوص أن يلاحظ " كيف " يقول المفحوص شيئا معيناً الى جانب مايقوله بالفعل ، كالتجسس وشبهات الموت والابتسام وطريقة الكلام والايماوات والاشارات وتعبيرات الوجه وغيرها من وسائل التوامل غير اللفظي .

ومع هذه الاختلافات فان كلا من الاستبيان والمقابلة وسائل هامة فى الحصول على المعلومات من المفحوص نفسه دون حاجة الى ملاحظته فى مواقف طبيعية أو معملية ، أو تقديم عينة من مهام مقننة اليه يؤديها كما هو الحال فى الاختبارات . ولهذا تسمى وسائل التقرير الذاتى self-report

مشكلات وسائل التقرير الذاتى :

يجب على الباحث أن يتنبه الى بفقة مشكلات جوهرية متضمنة لى وسائل التقرير الذاتى (الاستبيان والمقابلة) وخاصة حين تتناول (وهو الأغلب) الجوانب الانفعالية والوجدانية من سلوك الانسان والتي نلخصها فيما يلى :

(١) جوانب السلوك الوجدانى كالاتجاهات والقيم والسمات المزاجية تعد من المسائل الخامة التى لا يكشف عنها الا صاحبها اذا شاء . ولا يمكن اجباره على ذلك أبدا . واحترام العالم الداخلى للانسان عميق الجذور فى جميع الأديان السماوية ، كما أنه من القيم الرائعة فى الفكر الديموقراطى الحديث . ومعنى ذلك أن ثقة المفحوص لى الفاحص شرط جوهري للحصول على البيانات الصحيحة بوسائل التقرير الذاتى .

(٢) قد تختلط الأمور عند المفحوص فيجب على أسئلة الاستبيان أو المقابلة لا يوصف سلوكه كما يحدث بالفعل ، وإنما كما يجب أن يكون عليه السلوك الانسانى ، أو كما يجب الفاحص أن يقرأ لسه أو يسمع منه ، أو السلوك كما هو مرغوب فيه فى الثقافة الى يعيش فيها هذا المفحوص .

(٣) قد يلجأ المفحوص - فى حالة السلوك ذى الشحنة الانفعالية أو الاجتماعية العالية - الى تزييف الاستجابة على أسئلة الاستبيان أو المقابلة لأعطاء صورة غير صحيحة تتفق مع المرغوبة الوجدانية أو الاجتماعية .

(٤) قد يعجز المفحوص عن ادراك المقصود بالسلوك المطلوب اعطاء تقرير ذاتى عنه . وقد يكون المسئول عن ذلك طبيعة الأسئلة المطروحة التى قد تتسم بالغموض أو عدم الدقة . ويمكن للقسارى

أن يراجع عددا كبيرا من الاستبيانات المتاحة باللغة العربية ليذكر مدى الغموض فيها نتيجة الترجمة الحرفية أو المحرفة عن اللغات الأجنبية . وبهذا تكون هذه الأدوات في ذاتها معدرا لسوء فهم المفحوص لسلوكه .

(٥) وسائل التقرير الذاتي - في أحسن حالاتها - لا تقيس ما يعتقده الفرد أو ما يفضله بالفعل وإنما ما يقول أنه يعتقد أنه أو يفضله . ومن المعروف أن جوانب النشاط الوجداني والانفعالي تتسم في جوهرها بمعوكة التعبير عنها لفظيا ، ناهيك عن التناقض الذي قد يحدث بين السلوك كما هو بالفعل ، وبين التعبير اللفظي عنه . ففي بعض الأحيان قد يقول الإنسان ما لا يفعل أو يعتقد أنه يفعل . وقد تزداد هذه الفجوة بين السلوك الفعلي وطرق التعبير اللفظي عنه بسبب عوامل كثيرة بعضها قد يكون داخل المفحوص وبعضها الآخر خارجه .

أنواع المفردات التي تتألف منها وسائل التقرير الذاتي :

يمكن أن تصنف المفردات التي تتألف منها وسائل التقرير الذاتي كأدوات لجمع المعلومات في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية على النحو الآتي :

(١) الأسئلة في مقابل العبارات : يمكن أن يتألف الاستبيان أو المقابلة من أسئلة مباشرة يطلب من المفحوص اجابة عليها ، وأغلب هذه الأسئلة يستخدم أداة الاستفهام (هل) وتكون الاجابة عليها بـ (نعم) أو (لا) ومن ذلك المثال الآتي :

هل ترى أن عقاب التلاميذ يؤدي الى ضبط الفعل ؟ نعم لا

وفي أحيان أخرى كثيرة تعتمد وسائل التقرير الذاتي على العبارات التي تتألف من جمل خبرية تتطلب الحكم عليها بالموافق أو الخطيئ ، أو الاستجابة لها بالموافقة أو المعارضة ، أو التعبير

إزاءها بأنها تنطبق أو لا تنطبق عليه ، إلى غير ذلك من طرق الاستجابة التي تختلف حسب طبيعة الظاهرة المقيسة ، ومن ذلك تحويل السؤال السابق إلى عبارة على النحو التالي :

عقاب التلاميذ يؤدي إلى ضبط الفصل ؟ موافق معارض

وبالطبع لا توجد طريقة تحدد الاختيار بين السؤال والعبارة ، فهما متساويان في القدرة على اصدار الاستجابة . إلا أن التمييز هو طريقة الاستجابة التي يفضلها الفاحص والتي تولف البيانات التي تخضع للتحليل في البحث .

(٢) الصفة المباشرة في مقابل العيفة غير المباشرة : وتتحدد درجة المباشرة في السؤال أو العبارة في درجة وضوح العلاقة بين كل منهما والاستجابة . فإذا كانت المفردة تطلب من المفحوص أن يحدد درجة رضائه عن الدراسة فإن السؤال أو العبارة عندئذ تكون من النوع المباشر . أما في حالة المفردة غير المباشرة فإن الفاحص يطلب من المفحوص أن يجيب على أسئلة أو يستجيب لعبارات تتناول مختلف جوانب الدراسة مثل المعلم والتدريس وجو الدراسة ، وبعد ذلك يستنتج من نمط استجاباته درجة الرضا عن دراسته . ومعنى ذلك أن الباحث في الطريقة غير المباشرة قد يحتاج إلى صياغة عدد من المفردات ليجمع معلومات عن جانب واحد من جوانب السلوك الانساني ، وإذا فعل ذلك يصبح الهدف من جمع البيانات أقل وضوحاً ، وبذلك يمكن أن يذهب المفحوص إلى اصدار استجابات تتسم بمقدار أكبر من الحرية والمراوحة .

(٣) المفردات الخاصة في مقابل المفردات العامة : تتناول المفردة الخاصة شيئاً أو شخصاً أو فكرة يطلب من المفحوص أن يحدد إزاءها أو إزاءه رأيه أو اتجاهه أو معتقده أو مفهومه . ومن ذلك مثلاً اتجاه التلميذ نحو أسلوب تدريس المعلم (س) . أما المفردة العامة فتتناول نطاقاً أوسع مثل أسلوب التدريس باستخدام طريقة الاكتشاف .

وبالطبع فإن السؤال الخاص - شأنه شأن السؤال المباشر - قد يشير حذر المفحوص وحرصه ، أما السؤال العام فقد يسمح للمفحوص بمزيد من الحرية والمراحة وقد يدفعه الى تزويد الباحث بالمعلومات المطلوبة دون قيود صارمة .

(٤) مفردات الحقائق في مقابل مفردات الآراء : والمفردة الحقائقية هي التي لا تتناول المسائل الخلقية والقضايا الجدلية ، ومن ذلك سؤال المفحوص عن عمره أو مستواه التعليمي أو وضعه الزواجي . أما مفردة الرأي فتسأل المفحوص أن يحدد موقفه ازاء قضايا ذات طابع جدلي أو خلافي ومن ذلك أن يسأل عن رأيه في أهمية مرحلة الشباب (العمر) أو مدى رضائه عن مستواه التعليمي ، أو درجة السعادة الزوجية التي يشعر بها . ويجب أن ننبه هنا الى أن أسئلة الحقيقة قد لا تزود الباحث باجابات حقائقية بالفعل وذلك بسبب رغبة المفحوص اعطاء انطباع معين عن نفسه أحيانا ، أو بسبب ضعف ذاكرته أحيانا أخرى . وأشهر الأمثلة لهذا النوع من الأسئلة الحقائقية ما يتناول الدخل السنوي . أما أسئلة الرأي فقد لا تعبر بدورها عن الرأي الصحيح للمفحوص لأسباب تتعلق بالمرغوبة الاجتماعية التي أشرنا اليها من قبل . ويمثل ذلك بعض مصادر التحيز في استجابات المفحوصين التمسى يجب أن يهتم بها الباحث ليقفل من أثرها في تشويه نتائجه .

(٥) المفردات البسيطة في مقابل مفردات التعمق : تتطلب بعض الاستبيانات والمقابلات من المفحوص أن يجيب على جميع المفردات ، بينما يعمم البعض الآخر بحيث تعتمد على اجابسيية المفحوص على بعض المفردات التالية أو عدم الاجابة عليها . ومن ذلك مثلاً اذا سئل المفحوص : هل أنت متزوج فانه اذا اجاب (بنعم) تقدم له سلسلة من الأسئلة حول الحياة الزوجية والعلاقة بين الزوجين تسمى أسئلة التعمق ، أما اذا اجاب (بلا) فانه يطلب منه ترك هذه الأسئلة جميعاً والانتقال الى الأسئلة التالية . وفي نوع آخر من أسئلة التعمق قد تشمل وجهتي الاستجابة . ومن ذلك اذا سئل المعلم عن

اتجاهه ازاء العقاب البدنى فى المدرسة فانه اذا اجاب بالموافقة تقدم اليه سلسلة من أسئلة التعمق حول مزيد من التفصيل عن نظريته الى أهمية العقاب البدنى ، وكذلك اذا اجاب بالمعارضة فانه تقدم اليه سلسلة أخرى من أسئلة التعمق حول هذه النظرة المضادة .

طرق استجابة المفحوص لوسائل التقرير الذاتى :

الى جانب التنوع فى طبيعة المفردات التى تتألف منها وسائل التقرير الذاتى يوجد تنوع آخر فى طرق استجابة المفحوص لها، ونعرض فيما يلى الطرق الشائعة فى هذا العدد :

(١) الاستجابة الحرة الطويلة : وفى هذا النوع يسمح للمفحوص باصدار استجابته بحرية كاملة دون قيود على محتواها أو مقدارها . وتكون الاستجابة فى هذه الحالة أقرب الى سؤال المقال الذى عرضناه فيما سبق . ومن ذلك مثلا أن يطلب من المفحوص أن يكتب " قصة " أو " موضوعا " حول مורה معروفة (فى اختبار تفهم الموضوع) ، أو يجيب شبه مقال حول سؤال : لماذا لأحب الرياضيات ؟

(٢) الاستجابة الحرة القصيرة (التكميل) : وفيها يطلب من المفحوص أن يجيب على السؤال باصدار استجابة قصيرة قد لا تتجاوز كلمة واحدة أو عبارة قصيرة جدا . ومن ذلك مثلا أن يطلب من المفحوص اعطاء أول كلمة تخطر على ذهنه حين يسمع أو يقرأ كلمة " منزل " فيما يسمى اختبار تداعى الكلمات (فؤاد أبو حطب ، ١٩٧٧) .

(٣) الاستجابة المثبتة : وهذا النوع من الاستجابة أشبه بما تناولناه آنفا فى موضوع الاختبارات باسم الاختيار من بدائلين أو الاختيار من متعدد . وفى البدلين فان الاجابة الأكثر شيوعا على السؤال هى بنعم أو لا أو على العبارة بالمواب أو الخطأ أو بالموافقة أو بالمعارضة ، أو بالتفصيل أو عدم التفصيل ، أو بالانطباق على

الشخص أو عدم الانطباق عليه ، وهكذا . وتسمى هذه الاستجابة التمهينية categorical وهي من نوع المقاييس الاسمية حيث لا يوجد فيها لغة الكم^{٢٤}. أما في حالة البدائل المتعددة فتعرض على المفحوص درجات من الموافقة أو التفصيل . وكذلك حين يطلب منه اعطاء عناصر موضوع معين ، فإنه قد يزود بقائمة من هذه العناصر ليختار منها استجابته (بدلا من أن ينتج هو هذه العناصر) . فمثلا اذا سئل المعلمون هل يوافقون على اظالة اليوم المدرسي ، يطلب ممن يجيب (بنعم) أن يختار سببا لذلك من بين قائمة من الأسباب المقترحة . وكذلك الشأن بالنسبة لمن يجيبون (بلا) . وقد يشعر بعض الباحثين بأن العناصر المقترحة في الاستبيان أو في المقابلة للاختيار من بينها ليست شاملة فيضيفون الى ذلك بدلا من نوع (غير ذلك من العناصر) ويطلب من المفحوص أن يسجله . وتسمى هذه الاستجابة أحيانا استجابة قوائم المراجعة checklist ، ومن الواضح أنها لا تتضمن أيضا لغة الكم ، وبالتالي فإن الأداة التي تشملها تنتمي الى مانسميه المقاييس الاسمية (راجع الفصل الثاني) .

(٤) استجابة الترتيب : في هذا النوع من الاستجابة يطلب من المفحوص ترتيب سلسلة من العبارات أو العناصر تبعا لمحك معين . ومن ذلك مثلا أن يطلب من المفحوص ليس محض اختيار عنصر واحد من العناصر المقدمة واستبعاد العناصر الأخرى (كما هو الحال في الاستجابة المقيّدة) وإنما يطلب منه ترتيب هذه العناصر حسب الأهمية . وبالطبع فإن تناول

* يمكن تحويل البيانات التمهينية الى مقياس مسافة باستخدام عدد الاستجابات في وجهة معينة (نعم - موافق - الخ) في الأداة كلها على أنها درجة المفحوص . ومعنى ذلك أن العدد الكلي أو التراكمي للاستجابات التي تصدر عن المفحوص في الاستبيان يعبر عن مؤشرا على درجة تكرار العواب أو الموافقة (الخ) لدى هذا المفحوص . أما اذا لجأ الباحث الى عد المفحوصين الذين ينتمون الى إحدى وجهتي الاستجابة في مفردة واحدة من الاستبيان فإن هذه البيانات تعد في هذه الحالة من النوع الاسمي .

العناصر على أساس الاختيار - عدم الاختيار يعنى أنها جميعاً متساوية في المكانة ، إلا أن الترتيب يتضمن تقديراً للأهمية أو الوضع النسبي لكل منها من الأكثر أهمية مثلاً إلى الأقل أهمية . وبالطبع حين يستخدم المفحوص هذه الطريقة في الاستجابة (كما يحددها الاستبيان أو المقابلة) فإن البيانات التي يحمل عليها الباحث تنتمي إلى ما يسمى بمقاييس الرتبة (راجع الفصل الثاني) .

(٥) الاستجابة المدرجة : تعبر الاستجابة المقيدة إلى درجة أعلى من الدقة في صورة مدرج يطلب فيه من المفحوص أن يعبر عن درجة استجابته . وعادة ما يتم تدريج الاستجابة من الغف الشديد إلى القوة الكبيرة ، ويختار الباحث لذلك الفئات الوهمية المناسبة للسؤال أو العبارة . ومن ذلك مثلاً إذا سئل المفحوص أن يقدر درجة حدة المشكلة في مقياس للتوافق أو قائمة للمشكلات فإنه قد يختار اجابة من ثلاثة من نوع :

مشكلة خطيرة مشكلة متوسطة مشكلة تافهة

وحين يسأل عن تقرير فرص نجاحه في المدرسة فقد يختار اجابة من أربعة من نوع :

ممتازة جيدة متوسطة ضعيفة

وحين يطلب منه تحديد درجة موافقته أو معارضته لعبارة في مقياس للاتجاهات ، فإنه قد يختار اجابة من خمسة من نوع :

موافق جداً موافق لا رأى لي معارض معارض جداً

وبالطبع قد تزيد البدائل أو تقل في الأمثلة السابقة ، وليس

جميع الأحوال فإنها تتضمن معنى الكم التي قد يعمل بالمقياس المسمى مستوى مقياس المسافة (على النحو الذى بيناه فى الفصل الثانى) حين يهتم الباحث بحساب المسافات المتساوية بين الفئات . وهذا ما سنعمله فى هذا الكتاب فيما بعد .

خامساً: الأساليب الإسقاطية

الاختبارات الإسقاطية Projective Techniques هى من الوسائل الهامة لجميع المعلومات فى البحوث النفسية والتربوية الاجتماعية، وهى من نوع الاختبارات الادراكية غير محددة البنية، ومهامها تسمح للمفحوص باعداد عدد غير محدد من الاستجابات المحتملة، وتعليماتها تتسم بالعمومية التى تسمح للمفحوص باطلاق عنان خياله، ومثيراتها فيها قدر من الغموض . ويذكر فؤاد أبو حطب وزميله (١٩٨٧ : ٤٧٠) أن " الافتراض الكامن وراء هذه الأساليب أن الطريقة التى يدرك بها المفحوص مواد الاختبار ويفسرها، أى طريقة بنائه للموقف سوف تعكس الجوانب الأساسية لتكوينه النفسى ، أى أن مواد الاختبار سوف تعمل فى هذه الحالة كأنها شاشة عرض يسقط عليها الشخص آراءه واتجاهاته وطموحاته ومخاوفه ومراعاته وعدوانيته وهكذا " .

ويعتقد (Lindzey 1959) هذه الأساليب فى ضوء خمس فئات أساسية من الاستجابة هى :

- (١) استجابة التداعى باستخدام الكلمات أو بقع الحبر .
- (٢) استجابة البناء والتركيب باستخدام القصص والصور .
- (٣) استجابة التكملة باستخدام الجمل الشائعة أو الأشكال غير المكتملة .
- (٤) استجابة الترتيب لعناصر لفظية أو معبرة .
- (٥) استجابة التعبير من خلال الرسم أو اللعب أو الموسيقى .

خصائص الأساليب الإسقاطية :

يتميز الأسلوب الإسقاطى - مهما كان نوعه - بعدد من الخصائص نلخصها فيما يلى :

- (١) المثيرات والمواقف والتعليمات المستخدمة فى هذه الأساليب تتسم بأنها غير مكتملة البنية وقد تدل على حد الغموض، ويشجع ذلك المفحوص على حرية الاستجابة وتنوعها .

(٢) عادة ما يكون المفحوص غير واع بالطريقة التي سوف تفسر بها استجاباته ، وبالتالي لا تتأثر الأساليب الإسقاطية بالمرغوبية الاجتماعية أو أساليب الاستجابة التي تتسم بها طرق التقرير الذاتى أو الاختبارات الموضوعية والتي قد يدرك فيها المفحوص بطريقة أو أخرى نوع التفسير الذى قد يعطى للاستجابة .

(٣) لا توجد فى الأساليب الإسقاطية استجابات محددة مقدما ، وإنما هى قابلة للتمييز بطرق مختلفة . ففى بعض هذه الطرق يكون التركيز على الخصائص الشكلية للاستجابة (اختبار رورشاخ مثلا) ، وفى البعض الآخر يزداد الاهتمام بمحتواها (اختبار تفهم الموضوع مثلا) ، وقد تستند بعض الأساليب الى الطريقتين معا (كالطرق التعبيرية مثل الأدب والغن والموسيقى) .

(٤) الافتراض الأساسى فى الأساليب الإسقاطية أن طريقة المفحوص فى إعادة بناء مواد الاختبار والاستجابة لها هى دالة لخصائص معرفية ووجدانية ، وخاصة الحيل اللاشعورية التى يععب الوعى بها أو مياعتها فى قالب لفظى . ومعنى ذلك أننا عند استخدام الأساليب الإسقاطية نهتم بالفرد على أنه " عالم من الوقائع الداخلية " ونبحث عن الديناميات التى تميزه ككائن فريد ، وليس بالخصائص العامة التى تجعله متشابها مع غيره (حسب المنهج التجريبي) أو مختلفا عنهم (حسب المنهج السيكونمترى) .

(٥) من معوقات الأساليب الإسقاطية ما تتطلبه من وقت وجهـــد وتدريب فى تعنيف الاستجابات وتمحيحها وتفسيرها . وتحتل مسألة التفسير موقعا هاما لأن المهم هو تحديد دلالة ومغزى كل استجابة وعلاقتها بالمعورة العامة الكلية للشخصية . ففى اختبار رورشاخ مثلا يفترض فى استجابات الحركة مثلا أن تظهر الابتكارية والتحليل بينما تظهر استجابات اللون عدم الاستقرار الوجدانى .

الفصل الخامس

طرق تحليل البيانات

أنواع انبيانات في العلوم الانسانية والاجتماعية :

يمكن أن تصنف البيانات التي نستخدمها في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية الى فئتين : البيانات الكيفية والبيانات الكمية .
 ألا أنها عند التحليل تصنف الى مانلجا فيه الى محض العد لنحمل على ما يسمى التكرارات ، أو مانلجا فيه الى تحديد قيسم خاصية معينة لنحمل على ما يسمى القيم المترية أو القيم القياسية .
 ومن الطريف أن نؤكد هنا أن علم الاحماء (على عكس ما هو شائع) يتعامل مع نوص البيانات . صحيح أن مفهوم الاحماء في العلوم الانسانية له معان عديدة ، ومنها (وهو المعنى الذي نستخدمه في هذا الكتاب) أنه يدل على أحد فروع الرياضيات الذي يهتم بتحليل البيانات بأنواعها المختلفة . أما تفاميل السجلات والتقارير العددية التي توفرها المؤسسات المختلفة والتي يستخدمها بعض الباحثين لتدل على مفهوم احصاء فهي من نوع "البيانات" التي تحتاج أيضا الى التحليل الاحصائي ، وليست غاية في ذاتها . كما يستخدم مفهوم احصاء ليبدل على قيمة عددية محسوبة مثل المتوسط ومعامل الارتباط وغيرهما من المفاهيم ، الا أننا سوف نشير الى هذا الاستخدام بمصطلح احصاء Statistic (بالمفرد) أما كلمة Statistics (بالجمع) فسوف يكون مقابلها طوال هذا الكتاب هو علم الاحماء أو علم التحليل الكمي للبيانات .

تعريف البيانات :

عادة مانجد أن معظم البيانات عن الظواهر النفسية والاجتماعية يكون على هيئة تكرارات معنفة ، أي على هيئة أعداد لحالات محددة في فئات أو مجموعات ومن ذلك عدد حالات المواليد والزواج والوفيات ، وغيرها مما يسمى الاحماءات الحيوية .

والتصنيف عملية سيكولوجية هامة . واستخدامه لأغراض العــــد
يعتمد على درجة عادية من التحليل المنطقي . ومعظم العلوم تعتمد
على التصنيف ، وتوجد في الوقت الحاضر نظم كثيرة من التصنيف قد
يكون أقدمها طريقة أرسطو التي تعتمد على الترتيب الهرمي، وأحدثها
طريقة التصنيف المورفولوجي باستخدام المفولة .

ويتقدم العلم كلما استطاع تجريد المتغيرات من بياناته .
والمتغيرات هي تغيرات متعلقة في اتجاهات معينة للمدة أو الخامسة .
والاتصال يهيئ الفرمة لاستخدام أفضل طرق القياس إلا أنه توجد فئات
منفصلة لا تقبل المعالجة كمتغيرات متعلقة مثل التصنيف إلى متزوج وغير
متزوج ، أو ذكر وأنثى . وتعد هذه فئات منفصلة أو متغيرات منفصلة ،
وهي مألوفة للاستخدام في البحث العلمي ملاحية فئات المتغيرات المتصلة .
وعلى أية حال فإن التصنيف بنوعيه مفيد للعلم بل وضروري له . لأن
التصنيف بصفة عامة هو عملية تجميع الوحدات في فئات وهو بذلك عملية
توفر الكثير من الوقت والجهد .

الفئات الكيفية والفئات الكمية :

الفئات الكيفية هي التي تشمل وحدات مختلفة في النوع، وتوجد أمثلة
كثيرة عليها في مجال العلوم الإنسانية . ومن ذلك أنه في ميدان
قياس الرأي العام تصنف الاستجابات إلى نعم و لا . ومن نفس النوع
نجد فئات التصنيف الأكلينيكي ، وتصنيف أنماط التعلم . وعند اللجوء
إلى هذا النوع من التصنيف يجب أن تتميز الفئات بخصائص معينة أهمها:
التحديد الجيد ، وعدم التداخل (أو استقلال) الفئات ، وأن يكون أساس
التصنيف واحدا لجميع الفئات ، والشمول .

وفي هذا التصنيف الكيفي لا يوجد أي سبب لاعتبار إحدى الفئات
أعلى أو أدنى من فئة أخرى ، أفضل أو أسوأ منها ، فأساس التصنيف
كيفي في جوهره ، وتعد الفئات في هذه الحالة من نوع البيانات الاسمية
(كما تناولناها في الفصل الثاني) .

أما التصنيف الكمي فيتطلب ترتيب المجموعات تبعا للكم أو المقدار . وفي هذه الحالة تختلف الحالات اختلافا مستمرا على امتداد متصل continuum يعرف النظر عن توافر الأداة التي تقيس ذلك . وفي حالة عدم وجود هذا المقياس أو عدم دقته قد تلجأ إلى التصنيف العام فنستخدم مثلا مدرج تقدير خماسي أو أكثر من ذلك أو أقل . كما هو الحال في مقاييس الاتجاهات . وفي مثل هذه الحالة لا يمكن تحديد الفئات في ضوء الاختلاف في النوع وإنما كل فئة تتميز فقط على أساس أن الحالات التي تقع فيها تتوافر فيها مقدار متشابه من الصفة أو الخاصية ، وأن هذه الحالات تختلف عن تلك التي تقع في الفئات الأخرى بالزيادة أو النقص .

ويوجد مثال آخر على التصنيف الكمي وهو حين يكون الاختلاف في الشروط التجريبية (عند استخدام المنهج التجريبي) بخطوات مدرجة ، كأن تتلقى مجموعات من المفحوصين مقادير مختلفة من المعالجة . ومثال آخر في الاختيار المهيض أو التبليص باستخدام الاختبارات ، حيث يصنف المفحوصون إلى مجموعتين أحدهما مقبولة ، والثانية مرفوضة . وخلال العمل نفسه بعد ذلك قد يصنف الأفراد إلى فئتين أيضا ، الراضون من العمل ، والرافضون له .

علم الاحتمال : نشأته وتطوره :

يمكن القول أن استخدام لغة الكم في العلم يرد إلى مصدر واحد سواء بطريقة مباشرة أو غير مباشرة وهو رياضيات الاحتمال . ويؤكد تاريخ العلم أنه حتى قبل عام ١٦٠٠ لم تكن توجد أي مفاهيم رياضية حول الاحتمال ، إلى أن استطاع بعض العلماء أن يوجهوا الاهتمام إلى ما يمكن أن تسميته " رياضيات المعادفة " * chance mathematics .

* شاع استخدام لفظ (مدفة) ترجمة لكلمة chance وهي كلمة مولدة والأمع استخدام اللفظ العربي الصحيح معادفة .

فقد نشر العالم السويسري جاكوب برنوللى Bernoulli (١٦٥٤ - ١٧٠٥) فى ذلك العام أول كتاب حول الموضوع . ويعود الفضل الى العالم الفرنسى أبراهام دى موافر De Moivre (١٦٦٧ - ١٧٥٤) الى اكتشاف منحنى التوزيع الاعتدالى عام ١٧٢٢ . ومنذ ذلك الحين زاد الاهتمام عند علماء الفلك وعلماء الرياضيات بهذا المنحنى الهام . وظهر ذلك خاصة فى محاولتى عاليمين انجليزيين هما توماس سيمبسون Simpson (١٧١٠ - ١٧٦١) وتوماس بايز Bayes (١٧٠١ - ١٧٦١) حول أخطاء الملاحظة . وفى عام ١٨١٢ نشر العالم الفرنسى بيير سيمون لابلاس Laplace (١٧٤٩ - ١٨٢٧) ما يمكن أن يعد أعظم ماكتب حول نظرية الاحتمالات وفيه قدم البراهين الرياضية على طريقة المربعات المعكوفة . وقد استطاع العالم الألمانى كارل فردريك جاوس Gauss (١٧٧٧ - ١٨٥٥) أن يبرهن على الأهمية العظمى للمنحنى الاعتدالى ، ويبين كيف يمكن أن يطبق على على توزيع المقاييس والأخطاء التى تعدر فى الملاحظات العلمية . وكان هو صاحب الفضل فى ابتكار أساسيات حساب المتوسط والخطأ المعياري وغيرهما من المفاهيم التى شاعت فيما بعد فى علم الاحصاء . وتتمثل أهمية جاوس فى أنه حتى الآن كثيرا ما يشار الى المنحنى الاعتدالى بأنه منحنى جاوس .

تطبيق الاحصاء فى العلوم الانسانية والاجتماعية :

كان العالم البلجيكى أدولف كيتيليه Quetelet (١٧٩٦ - ١٨٧٤) أول من طبق المنحنى الاعتدالى والطرق الاحصائية على البيانات البيولوجية والاجتماعية (أى خارج النطاق الرياضى المحض) . وكان بهذا مؤسس علم الاحصاء التطبيقى . لقد كان يعمل فى عمره فى وظيفة الفلكى الرسمى لملك بلجيكا ، الا أنه سرعان ما أصبح أكبر متخصص فى الاحصاء فى القارة الأوروبية كلها ، وخاصة الاحصاء الحيوى واحصاءات السكان والاحصاء الاجتماعى (المواليد ، الوفيات ، الزواج ، الأمراض ، الجرائم ، الخ) ، وأثبت أن القانون الاعتدالى للتوزيع

ينطبق على أنماط مختلفة من المقاييس الأنثروبومترية حين تستخدم أصول سكانية غير منتقاة .

وفي نفس الوقت كان العالم الفرنسي سيمون دينيس بواسون Poisson (١٧٨١ - ١٨٤٠) الامتداد الطبيعي لسلفه لابلاس الذي سعى الى توسيع نطاق ميدان الاحتمالات وتطبيقاته . وقد ارتبطت جهوده بجهود كيتيليه في مجال الاحماء التطبيقى في مجال اتخاذ القرار القضائى (أحكام المخلفين على وجه الخصوص) ومعدلات الجريمة . وقد تعرض هذا الاستخدام الجديد للطرق الاحصائية في مجال العلوم الاجتماعية لهجوم عنيف من جانب أحد معاصري بواسون وهو عالم الرياضيات لويس بوانسو Poinsoy الذى اعتبر محاولته " تطبيقا زائفا للعلم الرياضى " على الانسان، ومعاملة الانسان على أنه أشبه بزهرة الطاولة له أوجه عديدة بعضها ينسب الى عالم الحقيقة وبعضها الآخر الى عالم الخطأ ، وهذا فى رأيه لا يقبل التطبيق على أخلاقيات الانسان ومعنوياته .

ومن الطريق أن أعنف هجوم تعرض له هذا الاجتهاد الوليد - حينئذ - جاء فى نفس الوقت على غير توقع من عالم الاجتماع وليتسوف الوضعية أوجيست كونت Comte فى كتابه الشهير (محاضرات فى الفلسفة الوضعية) الذى نشر خلال الفترة بين عامى ١٨٣٠ ، ١٨٤٢ . ومن الغريب أنه فى دعوته الى " استقلال علم الاجتماع " اعتبر - كما فعل من قبل بوانسو - تطبيق النظرية الرياضية للمعادلة على الظواهر الاجتماعية نوع من الخداع ، وأنه لا موضع عنده لنظرية الاحتمالات فى العلوم الاجتماعية التى لا يجب أن تستند فى قيامها الى أى مصدر خارجى . ومنه الاحماء . وقد كان لانتقادات كونت مداها بعد ذلك عند جسون ستيوارت مل ، على الرغم من أنها ومفت بعد ذلك بأنها كان محض رد فعل انفعالى ضد أى محاولة لربط علم الاجتماع بأى مصدر معرفى آخر .

وكان نقد ثالث لتطبيق نظرية الاحتمالات على العلوم الاجتماعية من فيلسوف آخر هو يانطوان أوجستين كورنو Cournot (١٨٠١ - ١٨٧٧) ،

إلا أنه لم يكن معارضا لاستخدام لغة الكم في ذاتها في ميدان العلوم الاجتماعية ، وكان له إسهامه الفذ في هذا الميدان - بجهوده في ميدان علم الاعتماد الرياضي . ولعل الحذر في تطبيق نظرية الاحتمالات في العلوم الاجتماعية كان معذره - وقتئذ - معوبة إدراك إمكانية تطبيق مفاهيم المعادلة والعشوائية على البيانات الإنسانية - الاجتماعية . وبالطبع فإن هذه المشكلة لاتزال قائمة حتى وقتنا الحاضر . ومع ذلك فعالمنا ظهرت هذه المحاولات الناقدة تصدى كيتيليه للرد عليها وكانت محاولته الرائدة السعى نحو تحديد درجة الموازنة بين البيانات والتوزيع الاحتمالي . وعلى الرغم من أن هذه المحاولة لم تكن ناجحة ، إلا أنها كانت بداية طريق طويل مسن الجهد العلمي الجاد والشاق .

لقد تابع محاولة كيتيليه في موازنة التوزيعات عدد من العلماء بعد ذلك ، لعل أهمهم عالم الاعتماد والاحصاء الألماني ولهم ليكسيس Lexis (١٨٢٢ - ١٩١٤) الذي اهتم بالبيانات التي تتخذ صورة سلاسل المعدلات الزمنية ، ومن ذلك مثلا عدد وفيات الأطفال خلال ربع قرن معنفة حسب بعض المتغيرات الديموجرافية ، واستخدم في ذلك النسب عبر الفئات المختلفة . ولعل هذا يذكرنا بالمحاولة المبكرة للربط بين الاحتمالات الرياضية والاحصاء الاجتماعى التي قام بها العالم البريطاني جون أربوثنوت Arbuthnot (١٦٦٧ - ١٧٣٥) في القرن السابع عشر ، ومحاولات غيره - من أمثال درام Derham - في القرن الثامن عشر . والتي ظهر أثرها عند لابلاس ، إلا أن كيتيليه يظل في نهاية الأمر هو المؤسس الحقيقي للاحصاء التطبيقى في مجال العلوم الإنسانية والاجتماعية .

وقد كان علم النفس أسبق العلوم الإنسانية والاجتماعية في الاستفادة الهائلة من تكنولوجيا الاحصاء . فمنذ منتصف القرن التاسع عشر ومع ظهور المحاولات المبكرة التي ولد في رحابها علم النفس التجريبي كان للاحصاء دور واضح . ولعل ظاهرة زمن الرجوع كانت ذات

أهمية خاصة ، وهي التي كانت بداياتها " المعادلة الشخصية " التي توصل اليها عالم الفلك الألماني بازل في القرن الثامن عشر (فؤاد أبو حطب ، ١٩٨٣) . ولعل من الطريف أن نشير هنا إلى أن بازل أول من أكد أن الفروق بين الملاحظين الفلكيين هي فروق حقيقية ولا ترجع إلى خطأ الملاحظة فقط ، وقد توصل من بحوثه عام ١٨١٥ إلى مفهوم احصائي هام لعب دوراً خطيراً في تطور علم الاحصاء وهو " الخطأ المحتمل " . وهكذا حينما تنبه علماء النفس الفسيولوجيون في ثلاثينات وأربعينات القرن التاسع عشر إلى هذه الجهود السابقة كان حساب الاحتمالات له موقعه بالفعل في أي منهج للبحث العلمي حول سلوك الإنسان .

و حينما انتقل مفهوم المعادلة الشخصية إلى علم النفس أطلق عليه تسمية جديدة هي الخطأ المتوسط . ومع أهمية هذه الظاهرة التي قدمت لهذا العلم الوليد حينئذ أسس المعالجة الكمية لموضوعاته ، إلا أن الموضوع الذي يعد بداية التناول الكمي الكامل للسلسلة الانسانية كان موضوع السيكونفزياء الذي ماغ موضوعه ومك معطلحه لأول مرة عالم الفيزياء الألماني جوستاف شينودور فخنر Fechner (١٨٠١ - ١٨٨٧) في كتابه الشهير (عناصر السيكونفزياء) الذي ظهر عام ١٨٦٠ والذي تضمن أول قانون كمي في تاريخ علم النفس يعبر عن العلاقة بين الاحساس (كظاهرة نفسية) والمشير (كظاهرة فيزيائية) في صورة قانون لوغاريتمي على النحو الآتي :

$$S = \frac{I}{I_0}$$

حيث S = الاستجابة أو الاحساس .

I = مقدار شابهت .

I₀ = لوغاريتم المشير .

وهو القانون الذي تمتد أصوله إلى قانون ارنست ه . فيبر حول

العتبة الفارقة والذي صاغه قبل ذلك بسنوات . ولذلك كثيرا ما يشار الى هذا القانون في الوقت الحاضر باسم قانون فيبر - فخنر * .

وبالإضافة الى ذلك فقد وضع فخنر في كتابه معالم الطرق الرئيسية لقياس الاحساس والتي مثلت محور علم النفس التجريبي لأكثر من نصف قرن ، ناهيك عن الدور الهام الذي لعبته في نشأة وتطور القياس النفسي ، وبذلك كان أساس علم النفس الكمي الحديث .

وكان الاسهام العظيم الثاني في هذا الميدان على يد عالم النفس الألماني هرمان ابنجهاوز Ebbinghaus (١٨٥٠ - ١٩٠٩) السدي تجاوز الظواهر البسيطة من النوع الذي تناوله فيبر وفخنر وفونسيك الى الظواهر النفسية المعقدة (الذاكرة) التي طبق عليها مبادئ القياس وطرق الاحماء الاستدلالي التي تمثلت في اختبار مدى اتفاق بياناته مع قانون الخطأ ، من خلال حساب المتوسط والخطأ المحتمل للبيانات ، على نحو يشبه - ولكنه لا يتطابق - مع طريقة كيتيليه .

وقد أدت هذه التطورات الى ما يسمى " ثورة الثعانيات " في القرن التاسع عشر في ميدان علم الاحماء وتطبيقاته في العلوم الانسانية والاجتماعية ، وقد قاد هذه الثورة ثلاثة من الرواد الانجليز هم جالتون وادجورث وبيرسون .

لقد كان فرنسيس جالتون Galton (١٨٢٢ - ١٩١١) من بين الأقطاب الثلاثة رجل " الإنكار العظيمة " ، وعلى الرغم من تنوع اهتمامه وتوزعها بين علم النفس والانثروبولوجيا وعلم الاجتماع

* يرى (Stigler, 1986) أن هذا التركيز على أثر فيبر قد يكون مغفلا لأنه يتجاهل حقيقة أن جهود فخنر ترتبط ارتباطا وثيقا ببحوث أوم المبكرة حول التيار الكهربائي . بل أن أوم في مقال مبكر له عام ١٨٢٥ توصل تقريبا الى نفس المعادلة التجريبية للعلاقة بين نقص قوة التيار وقوة السلك .

والتربية إلا أن موضوعه الأثير ظل دائما (وخاصة ابتداء من عام ١٨٦٥) دراسة الوراثة . ويرجع ذلك في جوهره الى صلة قرابته الوثيقة بتشارلز داروين مؤسس علم الأحياء الحديث (فقد كان ابن عمه) ، بالإضافة الى أنه عاش التغيرات المعرفية الهائلة التي أحدثها ظهور كتاب داروين عن (أصل الأنواع) عام ١٨٥٩ . وكان بذلك الامتداد الطبيعي لاتجاه كيتيليه .

لقد بدأ جالتون جهوده العلمية عام ١٨٦٩ بمحاولة تطبيق مبادئ القياس الفيزيائي على الظواهر البيولوجية والنفسية ، وكانت ظاهرة العبقرية موضوع اهتمامه المبكر مستخدما ما أسماه " المسدرج الاحصائي Statistical scale والذي يتألف من قيم عددية تطابق الموضوع المئيني للفرد في منحنى يتألف من " انحرافات عن المتوسط " .

وفي محاولة فهم طبيعة وراثية العبقرية وجد أن الاعتماد على مفهوم المنحنى الاعتدالي وحده ليس كافيا ، وخاصة أن الاختلافات في الأصل الاحصائي الكلي لاتزيد من عام الى آخر على الرغم من حقيقة الوراثة . وبعد أكثر من عشرين عاما من الجهد العلمي الشاق توصل في عام ١٨٨٩ الى مفهوم الانحدار وعلاقته بالتوزيع الاعتدالي لمتغيرين ، وليس لمتغير واحد كما هو الحال في المنحنى الاعتدالي الكلاسيكي . كما اقترح بضعة طرق لتقدير مكونات التباين ، وتوكل الى المعادلة الأساسية لحساب الانحدار .

ولعل الاكتشاف الاحصائي الهام الذي ينسب الى جالتون ويشتهر اليه كثيرا هو مفهوم الارتباط الذي اقترحه لأول مرة عام ١٨٨٨ للدلالة على العلاقة بين متغيرين ، وقد عبر عنه وصفا - دون وضع معادلات رياضية لحسابه - بالقول بأنه لو تم التعبير عن المتغيرين في صورة وحدات من الخطأ المحتمل فإن خطى انحدارهما يكون لهما نفس الميل ، وعندئذ يمكن القول أن بينهما اقتران في العلاقة . كما تنبه أيضا الى مفهوم " الارتباط الجزئي " ، الا أنه لم يقدم الطرق الاحصائية

لحسابه كذلك . ولم ينقض سوى ثلاث سنوات الا وكان مفهوم الارتباط يتولاه رياضيون أكفاء يطورونه ويبتكرون المعادلات الأساسية له . الا أن دوره التاريخي العظيم كمكتشف لهذا المفهوم الخطير سيبقى خالداً مع كل استخدام يومي للباحثين في مختلف فروع العلم لهذا الأسلوب الإحصائي السحري : معامل الارتباط .

وكان العالم الرياضي البريطاني كارل بيرسون Pearson (١٨٥٧ - ١٩٣٩) أعظم تلاميذ جالتون على الإطلاق . وقد بدأت اهتماماته الإحصائية بنقد الفكرة التي كانت شائعة في عصره أن جميع التوزيعات يفترض فيها الاعتدالية ، ونبه الى وجود التوزيعات الملتوية . وقد استطاع حل هذه المشكلة بطريقة تتجاوز حلول كل من كيتيليه (اقتراح تمثيل هذه التوزيعات في صورة توزيع ذي حدين) ، وجالتون (استخدام لوغاريتمات الملاحظات) ، وادجورث (تطبيق التقريب من مستويات أعلى على توزيع المجاميع) . وكانت طريقة بيرسون الهامة تتلخص في تجزئة منحنى التوزيع اللامتناه (غير الاعتدالي) الى مزيج من منحنيين اعتداليين . صحيح أن هذه الطريقة أشير اليها ضمناً في كتابات كيتيليه ومراحة في كتابات جالتون الا أن فضل بيرسون يعود الى أنه أول من وضع العيف الرياضية اللازمة لذلك . وهكذا نجح في أن يقدم لعلم الاحماء أول منحنى من فئة كاملة من المنحنيات الملتوية ، والذي يسمى في الوقت الحاضر توزيع جاما .

ولعل أعظم اكتشافات كارل بيرسون الإحصائية على وجه الإطلاق كان مفهوم معامل الارتباط كقيمة إحصائية محسوبة بمعادلة رياضية دقيقة للتعبير عن العلاقة الكمية بين متغيرين ، وليس مجرد التعبير عن الفكرة منطقياً أو فلسفياً كما كان الحال عند جون ستوارت مل من ناحية أو جالتون من ناحية أخرى . وقد ساعده على الوصول الى هذا الاكتشاف الخطير استعانته بطرق رياضية مقتبسة من علم الميكانيكا وخاصة تلك التي تستخدم في حساب العزوم moments ، ولعل هذا يفر لنا طبيعة المعادلة الأساسية التي وضعها لحساب معامل الارتباط ، والتي

اشتقت منها جميع المعادلات الأخرى ، والتي تسمى الارتباط الناتج عن حاصل ضرب العزوم product-moments وقد صاحب ذلك كله اكتشافات احصائية أخرى لعل أهمها الدرجة المعيارية . ولهذا وغيره يعد بيرسون مؤسس علم الاحصاء الحديث .

وقد تابع جورج أودنى يول Yule (١٨٧١ - ١٩٥١) - تلميذ بيرسون - جهود أستاذه في مجال معامل الارتباط وتوصل الى صيغ دقيقة لحساب معاملات معادلة الانحدار اعتمادا على طريقة المربعات الصغرى (التي تعد من أقدم المفاهيم الاحصائية والتي قد تتوزاى في قدمها مع مفهوم الاحتمال) . وعمم طريقته الى حساب معاملات معادلة الانحدار المتعدد ، وتطلب ذلك منه تطوير فكرة الارتباط الجزئي وابتكار معامل الارتباط المتعدد .

وقد عاصر بيرسون ويول علم آخر من أعلام علم الاحصاء الحديث هو العالم البريطاني ارنست فيشر Fisher الذي بدأ نشاطه في ميدان البحوث الزراعية ثم امتدت اهتماماته الى العلوم الانسانية والاجتماعية ، واليه يرجع الفضل أيضا في ابتكار عدد من الطرق الاحصائية التي سادت علم الاحصاء ولعل أهمها تحليل التباين .

وقد أسهم عدد من علماء العلوم الانسانية والاجتماعية أنفسهم في ابتكار عدد من الطرق الاحصائية الهامة ، ومن ذلك ابتكار عالم النفس البريطاني تشارلز سبيرمان Spearman للتحليل العاقل وابتكار عالم الوراثة الأمريكي سويل رايت Wright لأسلوب تحليل المسار وكذلك اكتشاف معادلات النماذج التنبؤية التي توصل اليه عالم الاقتصاد الأمريكيان ويمر ودنكان . وهكذا نما العلم وتطور وتشعبت آفاقه ومسالكه الى جميع العلوم السلوكية والانسانية والاجتماعية ليصبح جزءا أساسيا من تدريب الباحث في هذه الميادين ، وجاء الحاسوب (الكومبيوتر) ليجعل الممارسة الاحصائية عملا روتينيا في البحث العلمي .

موضع الاحصاء في العلوم النفسية والاجتماعية والتربوية :

يمكن أن نمنف الذين يحتاجون الى الاحصاء في العلم الى أربعة فئات رئيسية (Minimum, 1978) هي :

- (١) أولئك الذين يحتاجون الى الاحصاء من أجل فهم التقارير العلمية عن البحوث التي تجرى في مجال تخصصهم .
- (٢) أولئك الذين عليهم اختيار الطرق الاحصائية المناسبة وتطبيقها في البحوث التي يقومون باجرائها .
- (٣) الممارسون المهنيون للاحصاء في المجالات العملية المختلفة ، سواء في الاعتماد أو التربية أو الاجتماع أو الخدمات النفسية أو غيرها .
- (٤) المتخصصون في الاحصاء الرياضي .

ويمكن القول أن الاهتمام الرئيس لدى الفئتين الأوليين ينصب على مجال تخصصهم ، وعندهم يعد الاحصاء وسيلة تعيينهم على تنظيم البيانات وجعل الأدلة والشواهد ذات معنى ومغزى للإجابة على سؤال البحث أو اختبار فرضه . ومن هؤلاء علماء البيولوجيا والمهندسين وخبراء التعداد والباحثون في مجال العلوم الطبية والجيولوجية والأخصائيون في العلوم الزراعية والباحثون في العلوم الكيميائية والفيزيائية ورجال الاعتماد وخبراء التخطيط وشئون الأفراد . والسبب جانب هؤلاء جميعا المتخصصون في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية . ان هؤلاء - وغيرهم كثيرين - يجدون في الطرق الاحصائية وسيلة هامة تعيينهم في مهامهم البحثية . وهؤلاء جميعا يتلقون اعدادهم الأكاديمي في الاحصاء في مجال تخصصهم الأعلى .

وفي المستوى الثاني من الخبرة الاحصائية نجد أولئك الذين يتخذون من الاحصاء مهنة لهم . وكان اعداد هؤلاء في الماضي يتم في قسم الرياضيات بكلية العلوم ، إلا أنه حدث في السنوات الأخيرة أن تطور الاعداد وأصبح يتولاه قسم متخصص في الاحصاء الذي يركز على التدريس

على النظرية الاحصائية وما يرتبط به من موضوعات ذات طابع رياضي .
 وحين يتخرج هؤلاء يصبحون " ممارسين احصائيين " يحتلون المنزلة
 المتوسطة في عملية البحث العلمي . فهم يقدمون المساعدة والمشورة
 حول الاسئلة الجوهرية التي يطرحها الباحثون حول تطبيق أفضل
 النماذج الاحصائية التي تفيد - مرة أخرى - في الاجابة على أسئلة
 البحث أو اختبار فروضه . ولا بد للممارس الاحصائي أن يكون لديه بالطبع
 معرفة الخبير بالنظرية الاحصائية وقابليتها للتطبيق الواسع النطاق .
 وبالطبع حين يعوز الممارس الاحصائي الخبرة الخاصة بأحد مجالات
 البحث فإنه لن يستطيع تقديم المساعدة أو المشورة المطلوبة .

وتتفق الفئات الثلاث التي تناولناها حتى الآن في تركيز الاهتمام
 على الجوانب " التطبيقية " لعلم الاحماء ، على الرغم من أن
 الفئتين الأخيرتين قد يكون لبعض أصحابهما اسهامه في النظرية
 الاحصائية ذاتها . الا أن الاهتمام الأساسي للمتخصص في الاحماء
 الرياضي (الفئة الرابعة) ينصب على الاحماء البحث ونظريته الأساسية ،
 ولذلك نجد أن أي تطوير جوهري في الأسس النظرية لعلم الاحماء يقدمه
 أساسا علماء الاحماء الرياضي ، وتصبح مهمة الفئات الأخرى من
 الباحثين الاحصائيين الاستفادة من كل انجاز في مجال تخصص بذاته .

ولعل القارئ قد أدرك مغزى الرسالة السابقة من حيث علاقتها
 بموضوع الفصول التالية من هذا الكتاب ، على أنها ترتبط أساسا
 بالاحماء التطبيقي وعلاقته أساسا بالبحوث النفسية والتربوية
 والاجتماعية . والهدف منها تقديم المساعدة والمعونة والمشورة
 للباحثين في هذه المجالات في اختيار الطرق الاحصائية الملائمة لتحليل
 بياناتهم . ولعل توفير مثل هذه المعلومات التطبيقية للباحثين
 قديعينهم على حسن الاختيار من ناحية ، ثم توجيههم عند طلب المساعدة
 من الممارسين الاحصائيين - الى طلب ما يحتاجون اليه بالفعل في ضوء
 معرفة أساسية للطرق الاحصائية ذاتها . ولعل وجود لغة مشتركة بين

الباحث في تخصصه والأخصائي الإحصائي في مجاله الهام ييسر التواصل بينهما تحقيقاً للمنفعة المشتركة .

طبيعة الاحصاء التطبيقى : يتضح من مناقشتنا السابقة أن الاحصاء التطبيقى هو وسيلة أو أداة وليس بداية أو غاية في ذاته. والاجابات التى يقدمها علم الاحصاء لأسئلة البحث أو الأدلة التى يوفرها لاختبار فروضه هى فى جوهرها إجابات وأدلة احصائية فقط ، ولاتقدم لنا فى ذاتها اجابة أو أدلة جوهريه فى نظرية البحث ذاتها. ولعلنا هنا نستبق ماسوف نوضحه فيما بعد فى التمييز بين الفرض الاحصائى (الذى يكون فى معظم الحالات فرضاً مفرياً يعبر عن عدم وجود علاقة بين متغيرين أو أكثر ، أو عدم فروق بين مجموعتين أو أكثر) من ناحية ، وبين فرض البحث (الذى يكون مفرياً أو موجهاً فى ضوء نتائج البحوث السابقة ونظرية البحث وتوقعات الباحث جميعاً) من ناحية أخرى . وبهذه الإشارة الموجزة المبكرة ننبه الى الخطأ الفادح الشائع فى معظم ماينشر من بحوث فى السنوات الأخيرة ، والتى اختلط فيها الفرض الاحصائى مع الفرض البحثى اختلاط الحابل بالنابل .

ولمزيد من التوضيح نذكر أن الطرق الاحصائية لاتقدم للباحث الا وجهة واحدة فى معطيات البحث وبياناته ، وهى وجهة تلونها خصائص الطريقة الاحصائية المستخدمة وحدودها . وبالطبع يجب أن يكون الباحث واعياً بهذه الخصائص والحدود عند تحليل البيانات . كما أنه فى تفسير نتائجه يجب أن يضع فى الاعتبار العوامل المختلفة العديدة التى قد يكون لها أثرها فى اجراء البحث قبل الوصول الى استنتاجات واضحة . ومهمة التدريب فى الاحصاء التطبيقى أن تزود الباحث بهذه الحساسية للطرق الاحصائية والتى تعينه على حسن اختيار الطريقة المناسبة وصولاً الى القرار الإحصائى المناسب أيضاً .

وقد أدى سوء استخدام الاحصاء من جانب بعض غير المدربين

تدريباً جيداً فيه إلى كثير من سوء الفهم ، ولعل أكثر مظاهره وضوحاً ما يتعل بالأسئلة الأربعة الآتية :

(١) هل الاحصاء أسلوب جاف لا يجذب الانتباه أو الاهتمام ؟

للإجابة على هذا السؤال نذكر أن الاحصاء ليس إلا تناولاً للبيانات التي يتم الحصول عليها في ظروف وتحت شروط معينة . وبالطبع إذا لم تكن هذه الظروف أو الشروط موضع اهتمام الشخص (وخاصة القارئ) فإنه يشعر بجفاف الموضوع ، شأنه في شأن أي موضوع آخر . ويمكن أن نقارن ما يحدث في هذه الحالة بالمستمع غير المدرب إلى الموسيقى الكلاسيكية ، أنه يدركها على أنها لون من الضجيج الذي ليس له معنى ، بينما هي في الواقع لغة صوتية من مستوى رفيع .

وبالطبع فإنه في الاحصاء تعد النتيجة التي يمكن استخلاصها من البيانات أكثر إشارة للاهتمام من الحالة التي عليها البيانات نفسها . ومن الخرافات الشائعة القول أن " الأرقام تتحدث " ، فالأرقام لا تتحدث إلا إذا كان لها معنى لدى القارئ . ومن ذلك مثلاً القول بأن مدارس المحافظة سوف تقبل هذا العام بالصف الأول الابتدائي نصف مليون طفل ، قد يحمل معنى هاماً للمواطن العادي إذا نقل إليه معنى الزيادة المنتظمة في عدد الأطفال المقبولين سنوياً عام بعد عام والأعباء المالية المصاحبة لذلك . كما يحمل معنى مختلفاً إلى الإدارة التعليمية في المحافظة إذا شئت أن تخطط لعدد الفصول والمدرسين والكتب الدراسية وغير ذلك من متطلبات بدء العام الدراسي .

(٢) هل الاحصاء يتجاهل الحالات الفردية ولا يتعامل إلا مع الظاهرة في صورتها الجماعية ؟

سؤال آخر يطرحه النقاد ويشير عند الكثيرين الكثير من سوء الفهم لطبيعة المنطق الاحصائي . صحيح أن الاحصاء يتعامل عادة مع الجماعات (ومنها العينات) أكثر من تعامله مع الحالات الفردية ،

الا أنه مع ذلك يمكن أن يكون للفرد موضعه ومكانته فيه ، فكثيرا ما تستخدم النتائج التي يتوصل اليها الاحصاء عن الجماعات فيما يهم الأفراد . ولتوضيح ذلك نذكر مايمكن أن تتوصل اليه نتائج تجريبية أجراها باحث باستخدام تصميم المجموعة التجريبية والمجموعة الضابطة حيث تعرض أفراد المجموعة الأولى لمعالجة تتضمن تدريس إحدى المواد بطريقة جديدة ، بينما تعرض أفراد المجموعة الضابطة للمعالجة بالطريقة التقليدية . ولنفرض أن نتائج التجربة أيدت فرض البحث في أن الأداء المتوسط لأفراد المجموعة التجريبية أفضل منه لدى المجموعة الضابطة . ان هذه النتيجة لاتعنى بالطبع أن جميع المشاركين في المجموعة التجريبية استفادوا من الطريقة الجديدة ، بل ان دراستهم كأفراد قد تظهر لنا أن قليلا منهم ربما كان أداءه أسوأ مع الطريقة الجديدة . ومع ذلك فان الباحث يستنتج أنه - مع عدم وجود أى معلومات أخرى - تعيد نتائج هذه التجربة استخدام الطريقة الجديدة مع أغلبية التلاميذ ، الا اذا نشأت ظروف جديدة تحول دون استخدامها مع قليل منهم .

(٣) هل تكذب علينا الطرق الاحصائية وتخدعنا وتضللنا ؟

هذا السؤال يتضمن خرافة كبرى أشاعها قول السياسي البريطاني دزرائيلى بأن هناك ثلاثة أنواع من الكذب : الأكاذيب البيضاء ، والأكاذيب السوداء ، والاحصاء . فهل هذه العبارة التي صدرت عن داهية سياسى صحيحة ؟

تأمل المثال الآتى : لنفرض أن البيانات الاحصائية التي تتوافر لنا تؤكد أن ٨٠٪ من معلمى المرحلة الاعدادية من خريجي الأقسام الجامعية في تخصصاتهم ، وأن ٧٥٪ من المقررات التي تدرس في هذه المرحلة يتولاها خريجون جامعيون في تخصصاتهم ، وأن ٦٥٪ فقط من معلمى اللغة الانجليزية في هذه المرحلة من خريجي أقسام اللغة الانجليزية بالجامعات . فكيف يمكن أن تستخدم هذه الأرقام .

لنفرض أن محفيا محترفا يريد أن يشن حملة على هبوط مستوى التعليم المعمرى، فأننا بالطبع يمكن أن نتوقع أى الأرقام الثلاثة سوف يركز عليه فى حملته . ومن ناحية أخرى لنفرض أن كاتباً تربوياً يريد أن يدعم فكرة أن مهنة التدريس من المهن الجذابة لخريجي الجامعات، فأننا حينئذ نتوقع تركيزه على رقم آخر . ولسوء الحظ أنه إذا لم يكن أمام المرء إلا اللجوء إلى مثل هذه الحيل، فسوف يغيب عنه الكثير من البدائل . وإذا كانت مقولة دزرائيلى شاعت وأشاعت عن طريق اللعب بالألفاظ جو عدم الثقة فى الاحصاء فى بعض الأحيان، ننسأ نذكر حكمة أخرى لعلها تمحو أثرها لدى الباحث العلمى الجسأد، خلاصتها أن " الأرقام لا تكذب ولكن الكذابين ومنهم بعض الساسة هم الذين قد يخدموننا عن طريق اساءة استخدام الأرقام " . ويتوافق فى الوقت الحاضر تراث ضخم حول سوء استخدام الاحصاء عن قعد وسوء نية، أو عن خطأ وسوء تدريب، وكلاهما ضار بالبحث العلمى وبالساسة العملية على حد سواء (راجع Huff, 1954, Campbell, 1974) .

(٤) هل يحدد الأسلوب الاحصائى طبيعة البحث ؟

صحيح أن هناك بعض الباحثين يزداد اهتمامهم بما هو موضوعى وقابل للقياس من الظواهر النفسية والاجتماعية والتربوية، ولو كانت أقل قيمة وأهمية من ظواهر أخرى لها معنى ومغزى أكبر. إلا أن الاحصاء كأداة فى يد الباحث ليس هو المسئول بالطبع . فالمسألة تكمن فى اختيار الباحث الأصلى لمشكلة الدراسة ومدى أهميتها بالفعل منذ البداية . إلا أن لهذا السؤال وجهاً آخر . فكثيراً ما نجد فى بعض التقارير التى يعدها الباحثون استخدامات لطرق احصائية غير مطلوبة للإجابة على أسئلة البحث أو اختبار فروضه . بل أن بعض الباحثين يجد فى كثرة الأساليب الاحصائية - حتى ولو كانت غير ملائمة أو متكررة بمرور مختلف فى نفس البحث - ما يحقق له " الأمان " الزائف . أن مثل هؤلاء يقعون فى مأزق خطير هو وضع العربية أمام الحمان، حيث يصبح الاحصاء - وهو وسيلة - غاية فى ذاته . ويصبح الشأن هنا أنسرب

لحالة أخرى شائعة أيضا حين يختار الباحث إحدى أدوات جمع المعلومات ، ولتكن اختبارا نفسيا جديدا ، ثم يلفق حوله مشكلة مصطنعة ، انه مرة أخرى نوع من خلط الأوراق ، حين تحل الوسائيل والأدوات محل الأهداف والغايات ؟!

تصنيف الطرق الاحصائية :

يمكن تصنيف الطرق الاحصائية في ضوء وظائفها في العلم من ناحية وطبيعة البيانات من ناحية أخرى .

أولا : تصنيف الطرق الاحصائية حسب وظائفها في العلم :

توجد فئتان من الطرق الاحصائية حسب وظائفها في العلم وهما

(١) الاحصاء الوصفي : كثيرا ما يواجه الباحث في ميدان العلوم الانسانية والاجتماعية بكم هائل من البيانات لا يمكن التعامل معها مباشرة ، كما يصعب ادراك ماتتضمنه اذا كان على الباحث أن يتناولها كمعطيات فردية . ولذلك لابد من أن تخضع هذه البيانات لنوع من التصنيف والتلخيص . وأشهر صور التصنيف جداول التوزيع التكراري والرسوم البيانية التي تعبر عن هذا التوزيع . أما التلخيص فيتخذ ثلاثة صور رئيسية في ضوء الاتجاهات الأساسية اللازمة لادراك طبيعة البيانات :

(أ) اتجاه النزعة المركزية .

(ب) اتجاه التشتت أو الانتشار .

(ج) اتجاه العلاقة أو الارتباط ويشمل أيضا التنبؤ والاتجاه

وصف بنية المتغيرات .

(٢) الاحصاء الاستدلالي : لا تتوقف مهمة الاحصاء على مجرد وصف

البيانات عن طريق تلخيصها في ضوء الاتجاهات الرئيسية الثلاثة التي أشرنا اليها وإنما تمتد الى الاستدلال من خصائص العينة على خصائص

الأمل الكلى الذى اشتقت منه . والاستدلال الاحصائى عملية استقرائية معقدة ، ولكنها حين تفهم وتستخدم بكفاءة تصبح أداة هامة فى تنمية العلم . ويعتمد الاحصاء الاستدلالى فى جوهره على رياضيات الاحتمال وهى فى جوهرها نظام استنباطى . ومن الطريف أن علم الاحصاء يعتمد على التفكير الاستنباطى فى التوصل الى أساس منطقى للاستدلال الاستقرائى .

وتوجد أسباب عملية عديدة تجعل من الضرورى أن يسعى الباحث لتعميم نتائجه فى ضوء معلومات محدودة منها كما بينا فى الفصل الثالث الصعوبات العملية فى دراسة الأمل الكلى ، والاستحالة النظرية فى الوصول الى حدود لبعض هذه الأصول الكلية وخاصة حين تكون لانهاية أو غير معلومة الحدود .

ثانياً: تصنيف الطرق الاحصائية حسب طبيعة البيانات :

يوجد أساس آخر لتصنيف الطرق الاحصائية حسب طبيعة البيانات كما تتحدد بنوع المقاييس المستخدمة ولهذا تصنف هذه الطرق الى الأنواع الثلاثة الرئيسية للمقاييس وهى :

- (١) طرق تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة .
- (٢) طرق تحليل بيانات مقاييس الرتبة .
- (٣) طرق تحليل بيانات المقاييس الاسمية .

وسوف يلتزم المؤلفان فى هذا الكتاب بنظام تصنيفى للطرق الاحصائية يعتمد فى جوهره على تفاعل أساسى التصنيف السابقين . ويوضح الجدول رقم (٦) هذا النظام مع اعطاء أمثلة على الطرق التى تقع فى كل فئة .

وفى ضوء هذا التصنيف سوف نخمى الأبواب الثلاثة الآتية لتحليل البيانات وصفياً واستدلالياً حسب نوع البيانات على النحو الآتى :

- (١) الباب الثاني وسوف نخصه لتحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة .
- (٢) الباب الثالث وسوف نخصه لتحليل بيانات مقاييس الرتبة .
- (٣) الباب الرابع وسوف نخصه لتحليل بيانات المقاييس الاسمية .

جدول (٦) تصنيف الطرق الاحصائية حسب وظائفها من البحث
ونوع البيانات وأمثلة على كل منها

نوع البيانات وطيفة الاحصاء		بيانات النية والصفاء	بيانات الرتبة	البيانات الاحصائية
الاحصاء الوصفى	النزعة المركزية	المتوسط الحسابى	الوسيط	المتوالى - النسبة - النسبة المئوية - النسبة المئوية
	التشتت	الانحراف المعياري	نصف المدى الربيعى	المدى المطلق
	العلاقة	معامل ارتباط حاصل ضرب العزوم (بيرسون) وطرق تحليل الانحدار	معامل ارتباط الرتبة	معامل الارتباط الشنائى معامل الارتباط الرباعى معامل فساي معامل جاما معامل لامبدا وغيرها
	البنية	التحليل العامل	الاستطلاع	
الاحصاء الاستدلالي	مينة واحدة	الخطأ المعياري للقيم السابقة لمينة واحدة		
	ميتان	النسبة المرجعة اختبار (ت)	اختبار والد - ليفنشر اختبار مان - ويتنى اختبار ولكسون اختبار كولموجروف - سميرونوف	اختبار كاي ^٢
	اكثر من ميتين	تحليل التباين	اختبار كروسكال - واليس طريقة فريدمان	اختبار كاي ^٢
	البنية	التحليل العامل	التوكيد	دى

الباب الثانى
تحليل بيانات مقاييس
النسبة والمسافة
(١) الاحصاء الوصفى

تمهيد للبواب الثانى

هذا الباب هو واحد من خمسة أبواب متتابعة تتناول الطرُق الاحصائية التى يستخدمها الباحثون فى تحليل البيانات النفسىة والتربوية والاجتماعية، وحتى نعطى للمقارىء صورة كلية عن البنية الأساسية لهذه الطرُق من خلال هذه الأبواب نذكرها على النحو الذى سوف تتتابع فيه فى هذا الكتاب على النحو الآتى :

- الباب الثانى: ويتناول تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة (١)
الاحصاء الوصفى .
- الباب الثالث: ويتناول تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة (٢)
الاحصاء الاستدلالى .
- الباب الرابع: ويتناول تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة (٣)
تحليل المتغيرات المتعددة .
- الباب الخامس: ويتناول تحليل بيانات مقاييس الرتبة .
- الباب السادس: ويتناول تحليل بيانات المقاييس الاسمية .

ولعلك لاحظت أننا خصصنا لتحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة ثلاثة أبواب من بين هذه الأبواب الخمسة والسبب فى ذلك واضح. فأى فهم صحيح لطبيعة المستويات المختلفة من القياس كما عرضناها فى الباب الأول يوضح لنا أن مقاييس النسبة والمسافة هى التى تتوافر فيها خصائص الكم والعدد معا وفى وقت واحد . ولذلك تعد النموذج الأساسى ، وهى المدخل الصحيح لتطبيق الطرُق الاحصائية المختلفة فى العلم. كما أن الابتكارات الكبرى فى مجال علم الاحصاء نشأت فيها وتطورت منها السى تناول بيانات الأنواع الأخرى للقياس (الرتبة والاسمية) . كما أن أى فهم صحيح لطرُق تحليل بيانات النسبة والمسافة هو المدخل الطبيعى لفهم طرُق تحليل الأنواع الأخرى من البيانات .

ويتناول الباب الثانى الطرُق الاحصائية اللازمة لتحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة تحليلا وصفيا ، وقد جاء ذلك فى أربعة فصول على النحو الآتى :

الفصل السادس: وموضوعه التوزيع التكراري لبيانات النسبة والمسافة
وشمل ذلك تحديد لمعنى الكم المتصل باعتباره الافتراض الأساسي في هذا النوع من البيانات ، والتوزيع التكراري للكميات المتمثلة ، وتصنيف البيانات الى فئات كمية ، والمطلع التكراري باعتباره التمثيل البياني لبيانات النسبة والمسافة ، ثم تناولنا مفهوم المنحنى التكراري باعتباره المفهوم الوصفي الأساسي لهذا النوع من البيانات .

الفصل السابع: وموضوعه المتوسط باعتباره مقياس النزعة المركزية
لبيانات النسبة والمسافة ، ولعل القارئ الخبير بالمؤلفات الإحصائية يدرك أن هذا الكتاب لم يخصص فصلا لتناول جميع مقاييس النزعة المركزية ثم فصلا آخر لتناول جميع مقاييس التشتت ثم فصلا ثالثا لتناول جميع معاملات الارتباط ، فهذه المفاهيم الإحصائية الوصفية صنف حسب طبيعة البيانات موضع التحليل ، وعلى ذلك سيكون لكل مفهوم إحصائي في كل فئة من هذه الفئات الثلاث موضعه في الباب المناسب السدى يتناول البيانات التي يلائمها .

الفصل الثامن: وموضوعه الانحراف المعياري باعتباره أيضا مقياس التشتت لبيانات النسبة والمسافة ، وكان لابد بالطبع أن نتناول مفهومها
أساسيا آخر وثيق الصلة به هو التباين .

الفصل التاسع: وموضوعه معامل الارتباط التتابعي لبيانات
باعتباره كذلك مقياس العلاقة للبيانات النسبية والمسافة ، وقد تعرضنا في هذا الفصل لمفهوم التباين والارتباط ، وعرضنا لمعنى الارتباط خاصة من خلال المعادلة الأساسية لحسابه ، ثم عرضنا للطرق المختلفة للحصول على معامل الارتباط ، والعلاقة الخطية باعتبارها الافتراض الأساسي في معامل الارتباط التتابعي مع تناول موجز لمفهوم الانحدار البسيط ، ثم تناولنا العوامل المؤثرة في معامل الارتباط ، والتمثيل الهندسي له .

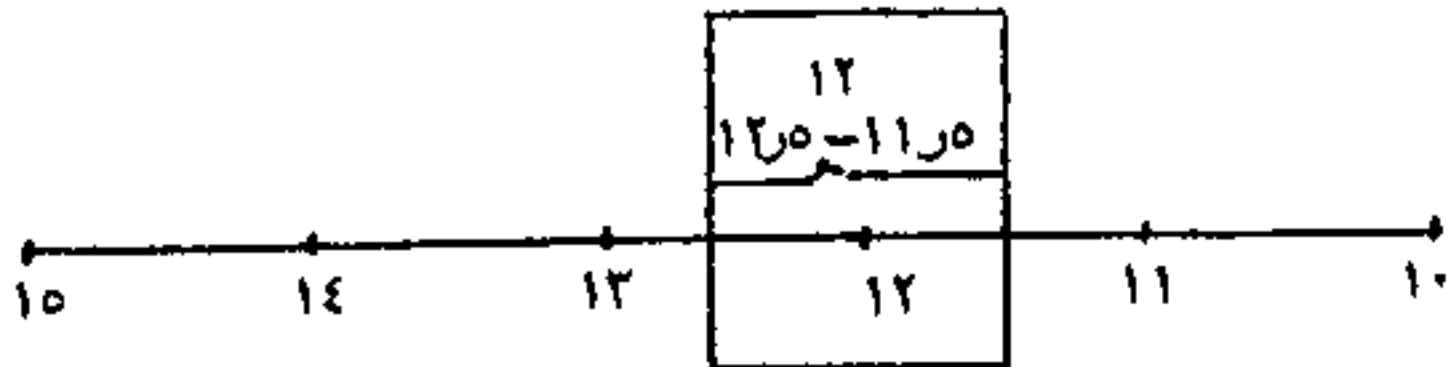
الفصل السادس

التوزيع التكرارى لبيانات النسبة والمسافة

معنى الكم المتصل :

يقصد بالبيانات من النوع النسبى أو المسافى تلك التى تتوافر فيها خصائص هذا النوع من المقاييس كما عرضناها فى الفصل الثانى من هذا الكتاب . ولعل أهم ما يجب أن ننبه له هنا أن هذه البيانات تتسم بخاصية مشتركة هى أنها من نوع بيانات الكم المتصل . ومن أمثلة ذلك فى البحوث النفسية والتربوية الدرجات التى يحمل عليها المفحوصون فى اختبار للذكاء أو التحصيل أو ما يشبههما . ومعنى الكم المتصل فى هذه المقاييس أن الدرجة فى الاختبار لاتدل على فئة مستقلة عن غيرها من الدرجات ، وإنما على العكس من ذلك تدل على متصل يمتد فى قيم لانتهائية بين كل درجتين فيه .

لنفرض أن لدينا ست درجات فى الاختبار التحصيلى المشار إليه هى ١٠ ، ١١ ، ١٢ ، ١٣ ، ١٤ ، ١٥ . اننا حينئذ نستطيع أن نمثل هذه الدرجات على خط مستقيم كما هو الحال فى الشكل رقم (٦) وفيه نجد أن الدرجات الست متصلة ، وأن كل درجة تمتد بمسافة متساوية



الشكل (٦) ست درجات متصلة فى اختبار تحصيلى

فى كل من الدرجة التى تسبقها والدرجة التى تليها . تأمل مثلاً الدرجة ١٢ . انها فى المثال السابق تدل فى هذا الاختبار على مستوى من المعرفة متصل الى الدرجة ١٢ منها الى الدرجتين ١١ أو ١٣ . وبالتالي

يمكن اعتبار الدرجة ١٢ على أنها تمتد من ١١ إلى ١٢ ، وبالمثل فإن الدرجة ١١ تمتد من ١٠ إلى ١١ ، والدرجة ١٣ تمتد من ١٢ إلى ١٣ وهكذا. ويسمى ذلك مدى الدرجة ، وتسمى الحدود السابقة الحدود الحقيقية للدرجة . وهكذا تصبح الدرجة في هذا الاختبار أشبه بوحدة القياس في المتر وهي السنتيمتر حيث أن المسافات بين هذه الوحدات تمتد في قيم لانهائية ، إلا أننا لأغراض السهولة العملية نفترض في مقاييسنا النفسية والتربوية والاجتماعية أن هذا الامتداد يكون بمقدار نصف وحدة من الدرجة الأدنى مباشرة من الدرجة موضع الاهتمام إلى نصف وحدة أخرى من الدرجة الأعلى منها مباشرة . وينطبق ذلك على وحدات القياس التي تتضمن الكسور العشرية . فإذا كنا نقيس الأطوال لأقرب $\frac{1}{16}$ بوصة فإن مدى الدرجة ٢٣ بوصة في هذه الحالة يصبح 23 ± 0.5 بوصة أي من ٢٢.٥ إلى ٢٣.٥ بوصة . وبالمثل إذا كنا نقيس بوحدات مقربة لأقرب عدد صحيح ، كأن نزن الأثقال لأقرب ١٠ جرامات ، فإن الوزن البالغ ٥٦٠ جراما يكون مداه 560 ± 5 جرامات أي من ٥٥٥ إلى ٥٦٥ جراما . وبالمثل فإن بعض الدرجات قد تكون ذات قيم سالبة كما هو الحال في بعض مقاييس الشخصية ، أو في الاختبارات العقلية الموضوعية التي تتطلب تصحيح أثر التخمين ، وفي هذه الحالة ينطبق المبدأ السابق أيضا .

ويتوقف ذلك كله على مدى ضبط أداة القياس من ناحية وعلى درجة الدقة التي يتطلبها الباحث في بياناته من ناحية أخرى ، فعندما نقيس طول حجرة الدراسة فقد نقرب مقياسنا إلى أقرب متر فيكفي أن نقول مثلا ١٠ أمتار . ولكن عند قياس طول أحد التلاميذ فقد نقرب المقياس إلى أقرب سنتيمتر فنقول ١٢٠ سنتيمتر مثلا ، وفي قياس طول ابرة دقيقة فقد نقرب المقياس إلى أقرب ميلليمتر ، وقد يعمل تقريبا إلى الميلليميكرون (أي واحد على المليون من الميلليمتر) في حالة الظواهر التي لا تقاس إلا تحت الميكروسكوب الدقيق . وفي جميع هذه الحالات يجب أن ندرك أن الشيء أو الشخص الذي نقيسه لا يتضمن العدد الدقيق من وحدات القياس المختارة ، فالحجرة قد تكون أقل

قليلا أو أكثر قليلا من عشرة أمتار ، ولكنها أقرب الى ١٠ منها الى ٩ أو ٨ أمتار ، وهكذا بالنسبة لجميع الأمثلة السابقة ، كما يصدق على مقاييسنا النفسية والتربوية والاجتماعية .

الدرجة فى المقياس المتعل اذن ليست نقطة منفصلة فى مـدرج وانما تحتل مسافة ممتدة بين ما هو أقل قليلا منها وما هو أكبر قليلا منها ، وهذه المسافات يلتصق بعضها ببعض بحيث لاتسمح بالفجوات بين الدرجة وتلك التى تسبقها من ناحية وتلك التى تليها من ناحية أخرى .

التوزيع التكرارى للكميات المتصلة :

يهدف التوزيع التكرارى frequency distribution الى عرض البيانات بطريقة مبسطة تعتمد على تبويبها وتصنيفها الى فئات . وبالطبع فان هذه الفئات تكون ذات طابع كمى فى حالة بيانات النسبة والمسافة موضع اهتمامنا فى هذا الفصل .

ويقعد بالتكرار فى الاحصاء الوصفى عدد الحالات أو الأشياء أو الأشخاص أو الأحداث فى كل فئة من فئات التصنيف المستخدمة . ولكن نوضح أهمية هذه العمليات الاحصائية تأمل المثال فى جدول رقم (٧) الذى يوضح درجات ٥٠ تلميذا فى اختبار للقدرة اللغوية حسب الترتيب الأبجدي لأسماء هؤلاء التلاميذ .

جدول (٧) درجات ٥٠ تلميذا فى اختبار للقدرة اللغوية

٥٠	٦٧	٥٦	٧٣	٦٢	٥٩	٦١	٥٨	٦٦	٧١
٦٠	٥٧	٥٥	٥٢	٥٦	٥٣	٥١	٤٩	٥٤	٦٧
٥٥	٤٨	٤٤	٤٦	٧٢	٥١	٥٦	٥٧	٦١	٥٤
٤٦	٥٦	٥٧	٤٣	٦٥	٥٣	٧٠	٤٠	٥٣	٥٨
٥٤	٤٤	٥٥	٤١	٦١	٥٣	٦٥	٥٣	٧١	٦٠

ان المتأمل لهذه البيانات لا يستطيع أن يستخلص منها أى معنى واضح . فالطالب الحاصل مثلاً على الدرجة ٦١ لا يستطيع أن يحدد موضعه داخل هذه الفوضى من المعلومات ، ولعله لو تفحص هذه البيانات بشئ من العمق لوجد أن هناك آخرين حملوا على نفس الدرجة التى حمل عليها ، كما أن هناك درجات قريبة من درجته ، أضف الى ذلك أن هناك درجات أخرى أعلى منها وأخرى أدنى منها .

وأبسط الطرق لتسهيل مثل هذا التحليل ترتيب جميع الدرجات فى الجدول السابق من الأدنى للأعلى أو العكس . ومن الجدول السابق نجد أن أدنى درجة هي ٤٠ وأعلى درجة هي ٧٣ ، وعندئذ يصبح الترتيب التنازلى للدرجات فى هذه الحالة على النحو الآتى : ٤٠ ، ٤١ ، ٤٢ ، ٧٣٠٠٠٠٠٠ ، ثم نسجل أمام كل منها عدد التلاميذ الذين حملوا عليها . ولتسهيل العد يمثل كل تلميذ (حالة) بخط مائل يسمى العلامة التكرارية ، ويدل عدد هذه الخطوط (العلامات التكرارية) على عدد المرات التى تتكرر فيها الدرجة ، وعندما يبلغ عدد هذه الخطوط خمسة فإننا نرسم الخط الخامس فى عكس ميل الخطوط الأربعة الأخرى بحيث يتقاطع معها جميعاً ويحولها بذلك الى حزمة خماسية من الخطوط المائلة ثم تحول هذه العلامات الى أرقام تدل على التكرار . ويوضح الجدول رقم (٨) ذلك .

وهذا الجدول الذى يبين الدرجات وعدد مرات حدوثها (تكرارها) هو الذى يسمى جدول التوزيع التكرارى . وحالما يتم تنظيم البيانات على هذا النحو يمكن بسهولة ادراك أن الدرجة ٦١ أعلى من منتصف التوزيع .

جدول (٨) درجات ٥٠ تلميذا مرتبة تصاعديا مع علاماتها التكرارية وتكراراتها

الترتيب	العلامة التكرارية	الترتيب	العلامة التكرارية	الترتيب	العلامة التكرارية	الترتيب	العلامة التكرارية	الترتيب	العلامة التكرارية	الترتيب	العلامة التكرارية
١	/	٢٠	//	١	/	٥٠	/	١	/	٤٠	/
٢	//	١٨	///	٢	//	٥١	/	١	/	٤١	/
٣	/	١٢	/	١	/	٥٢	.	.	.	٤٢	.
٤	/	١٢	.	٥	///	٥٣	/	١	/	٤٣	/
٥	.	٦٣	.	٢	///	٥٤	//	٢	//	٤٤	//
٦	.	٦٤	.	٣	///	٥٥	.	.	.	٤٥	.
٧	//	٦٥	//	٢	///	٥٦	.	.	.	٤٦	.
٨	/	٦٦	/	٣	///	٥٧	//	٢	//	٤٧	//
٩	.	٦٧	.	٢	///	٥٨	.	.	.	٤٨	.
١٠	.	٦٨	.	٢	//	٥٩	/	١	/	٤٩	/
١١	.	٦٩	.	١	/	٦٥	/	١	/	٥٥	/

تصنيف البيانات في فئات :

إلا أنه حين يكون مقدار البيانات كبيراً يصبح اللجوء إلى الطريقة السابقة في الحصول على التوزيع التكراري عملاً غير اقتصادي في توفير جهد الباحث في البحث عن معنى لهذه البيانات ، وللحصول على مزيد من التبسيط واليسر يمكن اختزال الدرجات الضرورية إلى عدد أصغر من المجموعات لهذه الدرجات ، كل مجموعة منها تسمى فئة interval ومن المعتاد ألا يلجأ الباحث إلى هذه الطريقة إذا كان عدد الدرجات أقل من ٣٠ ، فحينئذ يصبح من غير الضروري وضعها في فئات ، ويمكن الاعتماد على محض ترتيبها وحساب تكراراتها كما هو الحال في الجدول (٨) .

وعند تصنيف البيانات إلى فئات يحتاج الباحث إلى اتخاذ قرارين هامين : أولهما تحديد عدد الفئات التي سوف تصنف إليها جميع الدرجات ، وتحديد سعة الفئة (أي عدد الحالات التي يتضمنها كل فئة) . ومن المبادئ العملية في اختيار عدد الفئات التي تلخص لنا التوزيع التكراري تلخيصها جيداً مهما بلغ عدد الدرجات ألا يقل عن ١٠ ولا يزيد عن ٢٠ ويفضل أن يكون ١٥ فئة . ومن هذه المبادئ أيضاً في اختيار سعة الفئة أن يكون مداها ٢ أو ٣ أو ٥ أو ١٠ أو مضاعفات ١٠ . ويفضل إذا اخترنا سعة للفئة أقل من ١٠ أن تكون هذه السعة رقماً فردياً حتى يكون مركز الفئة أو منتصفها عدداً صحيحاً . ويفيد هذا الاختيار كثيراً في تسهيل الكثير من العمليات الإحصائية التي سنشير إليها فيما بعد .

وللحصول على العدد المناسب للفئات والسعة المناسبة للفئة نبدأ بحساب الفرق بين أعلى درجة وأقل درجة مضافاً إليه الواحد الصحيح ، وهو ما يسمى السعة الكلية للبيانات ، ثم نقسم هذه السعة الكلية على سعة الفئة المناسبة المختارة وبذلك نحصل على أنسب عدد من الفئات يمكن أن يلخص البيانات ، وبالطبع فإن الكسور لابد أن

تقرب فى هذه الحالة الى عدد صحيح مهما بلغ مقدارها .

وفى مثالنا السابق فان :

$$(١) \text{ السعة الكلية للبيانات } = ٧٣ - ٤٠ + ١ = ٣٤$$

(٢) بقسمة هذه السعة الكلية على ٣ (وهو سعة الفئة المختارة) يكون :

$$\text{عدد الفئات} = \frac{٣٤}{٣} = ١١.٣٣ \text{ أى } ١٢ \text{ فئة}$$

وهو عدد مناسب فى ضوء المحك العملى الذى اشرنا اليه .
أما اذا اختار المدى ٥ يحصل على :

$$\text{عدد الفئات} = \frac{٣٣}{٥} = ٦.٦ \text{ أى } ٧ \text{ فئات}$$

وهو عدد غير مناسب فى ضوء هذا المحك

وهكذا تصبح سعة الفئة ٣ ، وعدد الفئات ١٢ هو أفضل تمثيل للبيانات .
وحيث نعد جدولا جديدا للتوزيع التكرارى للدرجات المجمعة فى فئات حيث ترتب فئات الدرجات هذه مرة أخرى ، اما من الأدنى الى الأعلى (ترتيب تصاعدى) أو من الأعلى الى الأدنى (ترتيب تنازلى) ثم نضع أمام كل فئة عدد الحالات التى تقع فى كل منها ممثلة بعلاماتها التكرارية على النحو السابق . ويوضح الجدول (٩) هذا النوع من التوزيع التكرارى .

جدول (٩) توزيع تكرارى لفئات من الدرجات

فئات الدرجات (س)	العلامات التكرارية	التكرار (ك)
٤٢ - ٤٠	//	٢
٤٥ - ٤٣	///	٣
٤٨ - ٤٦	///	٣
٥١ - ٤٩	////	٤
٥٤ - ٥٢	//////	٩
٥٧ - ٥٥	//////	١٠
٦٠ - ٥٨	//////	٥
٦٣ - ٦١	////	٤
٦٦ - ٦٤	///	٣
٦٩ - ٦٧	//	٢
٧٢ - ٧٠	////	٤
٧٥ - ٧٣	/	١
المجموع (ن) ٥٠		

وفى هذا العدد يجب أن نؤكد ماياتى :

(١) أن فئات الدرجات يجب أن تكون متخارجة ، ومعنى ذلك أن الدرجة الواحدة لايمكن أن تنتمى الى فئتين فى وقت واحد . ولعل القارىء لاحظ فى مثالنا السابق أن لكل فئة بداية ونهاية تختلفان عن تلك التى تسبقها وتلك التى تليها . وقد عبرنا فى هذا المثال عن حدود التخارج بشكل قطعى فالفئة الثانية تمتد (٤٥ - ٤٣) بينما الفئة الأولى (٤٢ - ٤٠) والفئة الثالثة تمتد (٤٨ - ٤٦) . ولتجنب ادراك الفئات على هذا النحو على أنها فئات منفصلة ، بينما هى تنتمى فى حقيقتها الى الكم المتعل ، يرى بعض الباحثين استخدام البدايات أو النهايات المفتوحة للفئات . وفى حالة استخدام البداية المفتوحة يمكن التعبير عن الفئتين الأولى والثانية مثلاً على النحو الآتى :

أكثر من ٣٩ - ٤٢

أكثر من ٤٢ - ٤٥

وهكذا بالنسبة للفئات الأعلى منها .

وفى حالة استخدام النهاية المفتوحة نعبر عن الفئتين
الأخيرتين مثلا على النحو الآتى :

٧٠ - أقل من ٧٣

٧٣ - أقل من ٧٥

وهكذا بالنسبة للفئات الأدنى منها .

(٢) حتى فى حالة استخدام الحدود الفاصلة لبداية الفئة ونهايتها
كما هو الحال فى المثال بالجدول السابق فيجب التنبه دائما السى
الحدود الحقيقية للفئات باعتبارها تدل على كم متعل . وهذه الحدود
الحقيقية للفئات ليست الا امتدادا لمفهوم الحدود الحقيقية للدرجة
كما شرحناه فيما سبق ، وعلى ذلك فان الحدود الحقيقية للفئات
(٥٢ - ٥٤) مثلا هى (٥١ - ٥٤) وهكذا بالنسبة لجميع الفئات .

(٣) يجب أن يكون عدد الدرجات فى جميع الفئات متساويا . ولعل
القارىء يدرك أننا حين نعبر عن سعة الفئة على صورة (٦١ - ٦٣) مثلا
فان ذلك يعنى أن هذه الفئة تشمل الدرجات ٦١ ، ٦٢ ، ٦٣ ، وكذلك
الشان فى الفئة (٦٧ - ٦٩) فهى تشمل الدرجات ٦٧ ، ٦٨ ، ٦٩ ، وهكذا
بالنسبة لجميع الفئات فى المثال السابق ، حيث أن عدد الفئات فيها
يساوى ٣ ، وهو ما عبرنا عنه بسعة الفئة كما بينا . واستخدام الفئات
غير المتساوية السعة يسبب مشكلات خطيرة للباحث وخاصة اذا كان عليه
اجراء أى تحليلات احصائية على جدول التوزيع التكرارى .


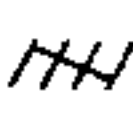
(٤) يجب أن تكون الفئات مستمرة طوال التوزيع التكرارى ،
ولايجوز للباحث أن يستبعد درجات لم يجعل عليها أحد ، أو فئات
ليس لها تكرار ، فحذف مثل هذه الدرجات ، أو الفئات يؤدي الى فهم

غير صحيح لطبيعة البيانات ، ناهيك عن المشكلات الكبرى التي يسببها للباحث إذا استخدم أى تحليلات احصائية لبياناته .

(٥) من التقاليد الشائعة فى المؤلفات الاحصائية فى الغرب ترتيب الدرجات والفئات من الأعلى الى الأدنى (الترتيب التنازلى) ، الا أن التقليد الذى شاع فى مؤلفاتنا العربية هو النظام العكسى ، أى الترتيب التماعدي من الأدنى الى الأعلى وقد التزمنا به طوال هذا الكتاب .

(٦) العلاقة بين عدد الفئات وسعة الفئة علاقة عكسية ، فكلما زاد عدد الفئات تضيق سعة الفئة ، والعكس صحيح . وعموماً فإن القاعدة العملية الذهبية التي أشرنا اليها قد تفيد فى توجيه الباحث المبتدئ . عليك أن تختار لعدد فئاتك رقماً بين ١٠ ، ٢٠ ، ولسعة فئاتك رقماً فردياً إذا كانت هذه السعة أقل من ١٠ وحدات . وهذا الاختيار يفيد كثيراً عند محاولة تمثيل بيانات التوزيع التكرارى بالرسوم البيانية .

(٧) فى بعض الأحيان يفضل الباحثون أن يكون محل الدرجة الدنيا فى التوزيع هو منتصف الفئة الأولى ، ويتفق ذلك مع افتراض الكم المتعمل . ويفضل البعض الآخر أن يكون الحد الأدنى لأقل درجة فى التوزيع أو أحد مضاعفات سعة الفئة . وهذا الاختيار أكثر شيوعاً فى حالة استخدام سعة للفئة مقدارها ٥ أو ١٠ أو مضاعفاتهما .

(٨) يستخدم بعض المؤلفين المحدثين (Minimum, 1978) نظاماً مختلفة للتعبير عن العلامات التكرارية ومن ذلك استخدام متوازي الأضلاع أو المربع وقطرهما على نحو  بدلا من  ، وحينئذ يعبر كل فلع من الأضلاع الأربعة والقطر عن عدد الحالات .

(٩) يستخدم الرمز (س) للتعبير عن الدرجة والرمز (ك)

للتعبير عن التكرار ، والرمز (ن) للتعبير عن مجموع الأفراد أو الحالات طوال هذا الكتاب ، وبالنسبة سوف يزداد استخدام لفظة الرموز تدريجيا مع تتابع فصوله .

المضلع التكرارى : التمثيل البياني لمعطيات النسبة والمسافة :

لا شك فى أن التوزيع التكرارى يعطينا صورة أولية عن درجات العينة موضع البحث . فمنه يمكن أن ندرك الدرجة (أو الفئة) التى تستحوذ على أعلى التكرارات ، وكذلك قد نلاحظ أن الدرجات (أو الفئات) الدنيا والعليا فى التوزيع أقل تكرارا من تلك التى تقع فى المنتصف .

ويمكن الحصول على صورة أفضل لهذا التوزيع عن طريق تمثيل الدرجات وتكراراتها بيانيا (أى بالرسم البيانى) . والشكل البيانى الذى يعبر عن هذه البيانات التى تتخذ صورة النسبة والمسافة (وهى قيم متصلة كما قلنا آنفا) يسمى المضلع التكرارى polygon ، الذى يتألف من محورين متعامدين ، أحدهما المحور الأفقى (ويسمى الاحداثى س) وعادة ما يدل على الدرجات أو القيم المتصلة ، والثانيهما المحور الرأسى (ويسمى الاحداثى ص) ويدل فى حالة التوزيع التكرارى على التكرارات ، ويعبر عن العلاقة بين المحورين بخطوط تعمل بين نقاط يدل كل منها على تكرار كل درجة أو فئة . وعادة ما يبدأ المحور (س) بدرجة أو فئة أقل مباشرة من أدنى فئة يتضمنها جدول التوزيع التكرارى ، كما ينتهى بدرجة أو فئة أكبر مباشرة من أعلى فئة فيه . ولكن نوضح ذلك يوضح الشكل رقم (٧) المضلع التكرارى لبيانات الجدول رقم (١٠) والتى تعبّر عن تكرارات أوزان ٢٨ شخصا من الراشدين .

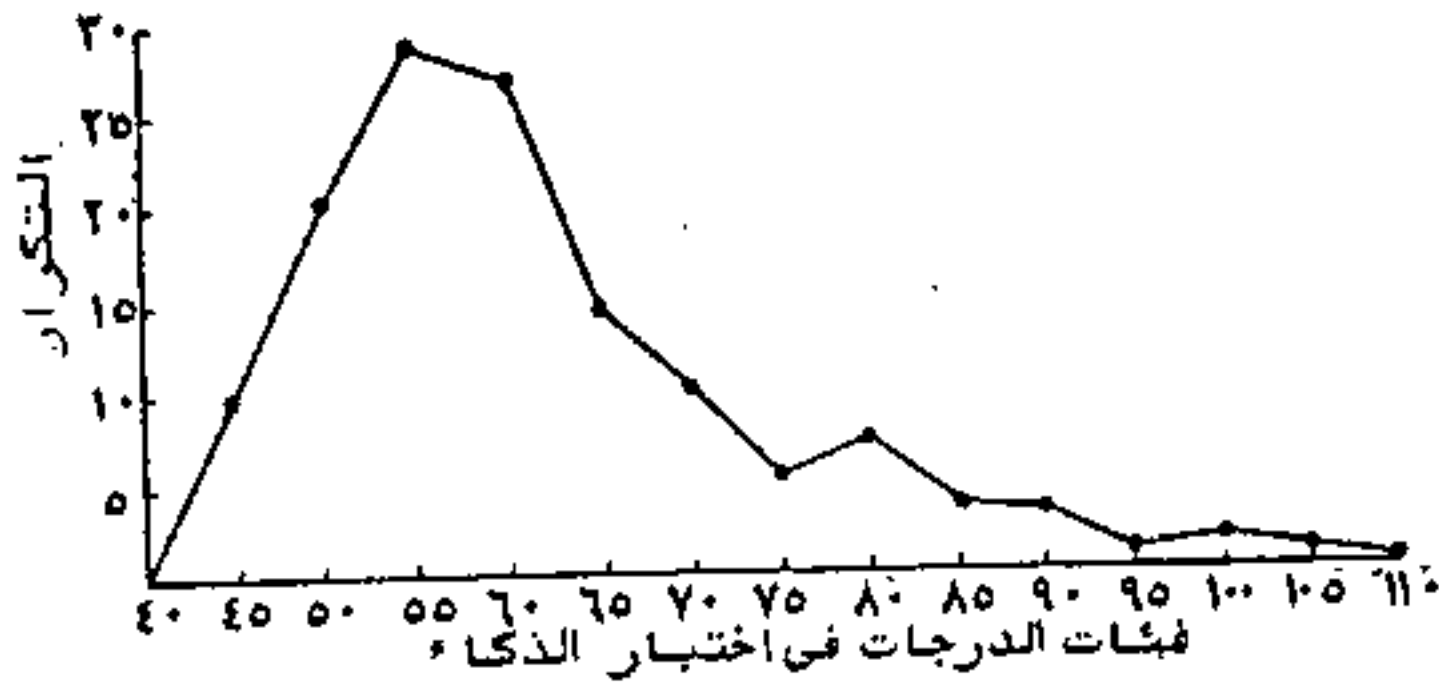
جدول (١٠) التوزيع التكراري لأوزان عينة من الراشدين

الوزن بالكيلو جرام	ك
٦٤	١
٦٥	٠
٦٦	١
٦٧	٤
٦٨	٥
٦٩	٥
٧٠	٦
٧١	٣
٧٢	١
٧٣	٠
٧٤	٢
ن = ٢٨	



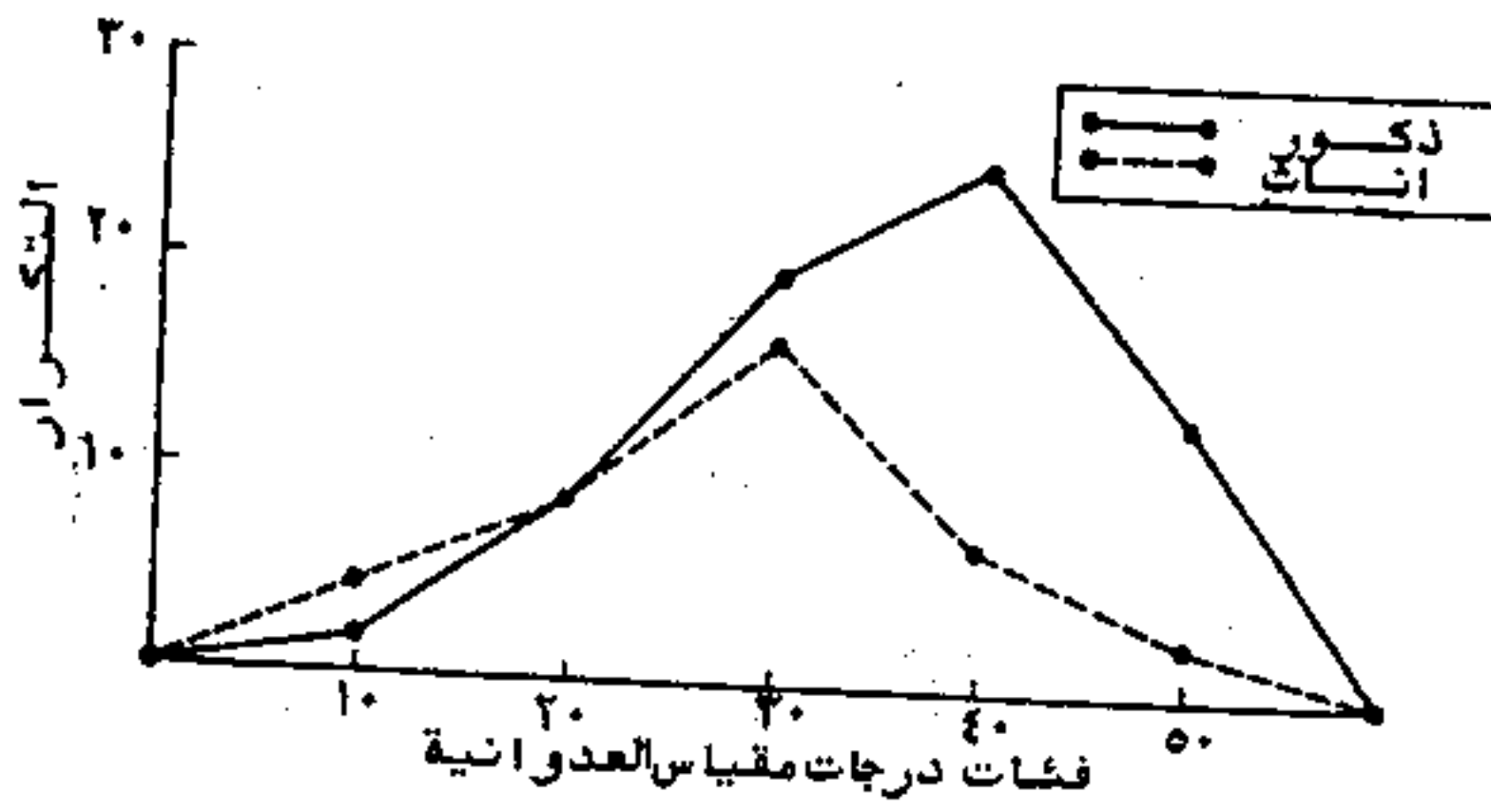
الشكل (٧) المفلج التكراري لأوزان ٢٨ شخصا من الراشدين

ويمكن التعبير عن التوزيع التكرارى فى الفئات للدرجات فى صورة مفلح تكرارى بنفس الطريقة ، فيما عدا أن النقاط الدالة على تكرار كل فئة يكون موضعها فى منتصف الفئة ، ويوضح الشكل رقم (٨) مثالا على مفلح تكرارى لفئات درجات عينة من الأطفال فى اختبار الذكاء (هل تستطيع استنتاج جدول التوزيع التكرارى من هذا المفلح ؟) .



الشكل (٨) المفلح التكرارى لفئات درجات عينة من الأطفال فى اختبار الذكاء

ويمكن استخدام التمثيل البيانى للمقارنة البهرية بين مجموعتين مختلفتين أو أكثر ، ويوضح الشكل رقم (٩) مفلحين تكراريين لتوزيع درجات مجموعتين من التلاميذ احدهما من الذكور والاخرى من الاناث فى مقياس للمعدوانية .

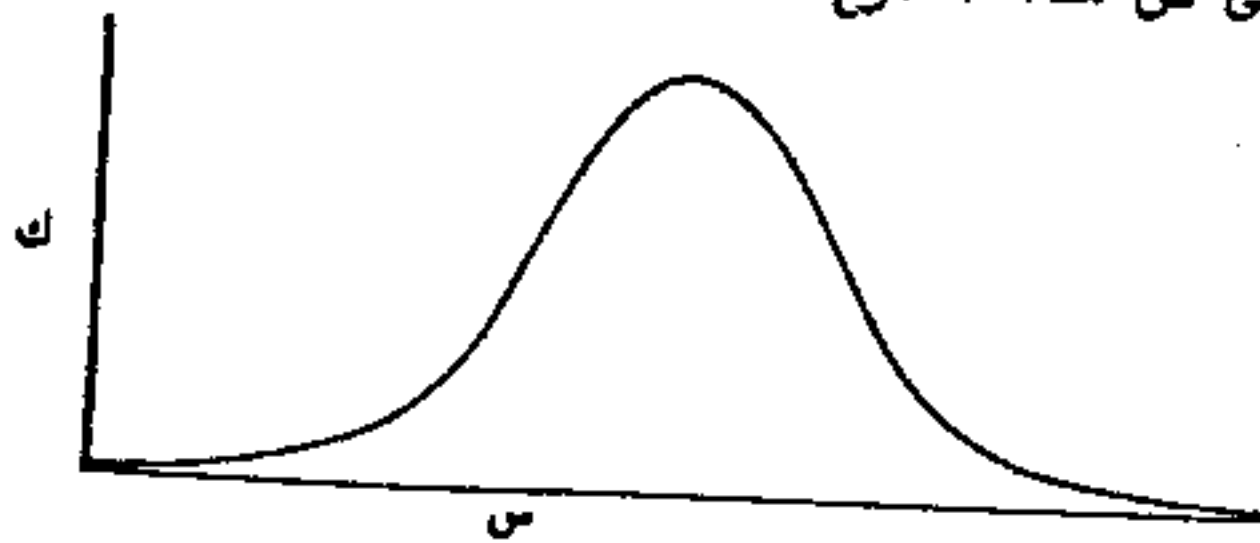


الشكل (٩) مظهر تكرارى لفئات درجات العدوانية لمجموعتين من الذكور والإناث

المنحنى التكرارى :

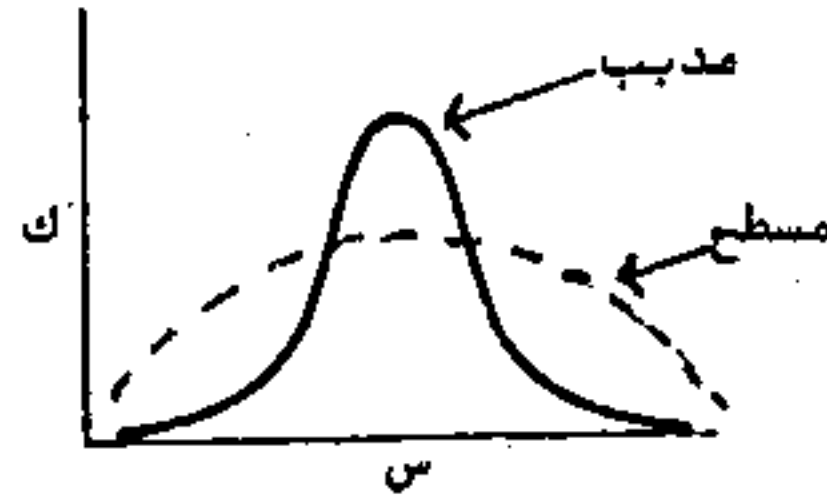
يلاحظ على المظهر التكرارى أنه يتخذ فى أغلب الأحيان شكلاً واضحاً ، ويمكن تمهيده ليصبح فى صورة منحنى . وتتوافر عدة صور من منحنيات التوزيعات التكرارية أهمها مايلى :

- (١) المنحنى الاعتدالى : وهو منحنى منتظم له قمة واحدة فى المنتصف تماماً ويقع نصف التكرارات أدنى من هذه القمة ونصفها الآخر أعلى منها وسوف نتناوله بالتفصيل فيما بعد . والشكل (١٠) يوضح منحنى من هذا النوع .



الشكل (١٠) منحنى التوزيع الاعتدالى

(٢) المنحنى المفرطح : ويقعد بالتفرطح Kurtosis الى أى حد يوصف المنحنى بأنه مدبب leptokurtic أو مسطح platykurtic كما هو الحال فى الشكل (١١) أما المنحنى الاعتدالى فيوصف بأنه متوسط التفرطح

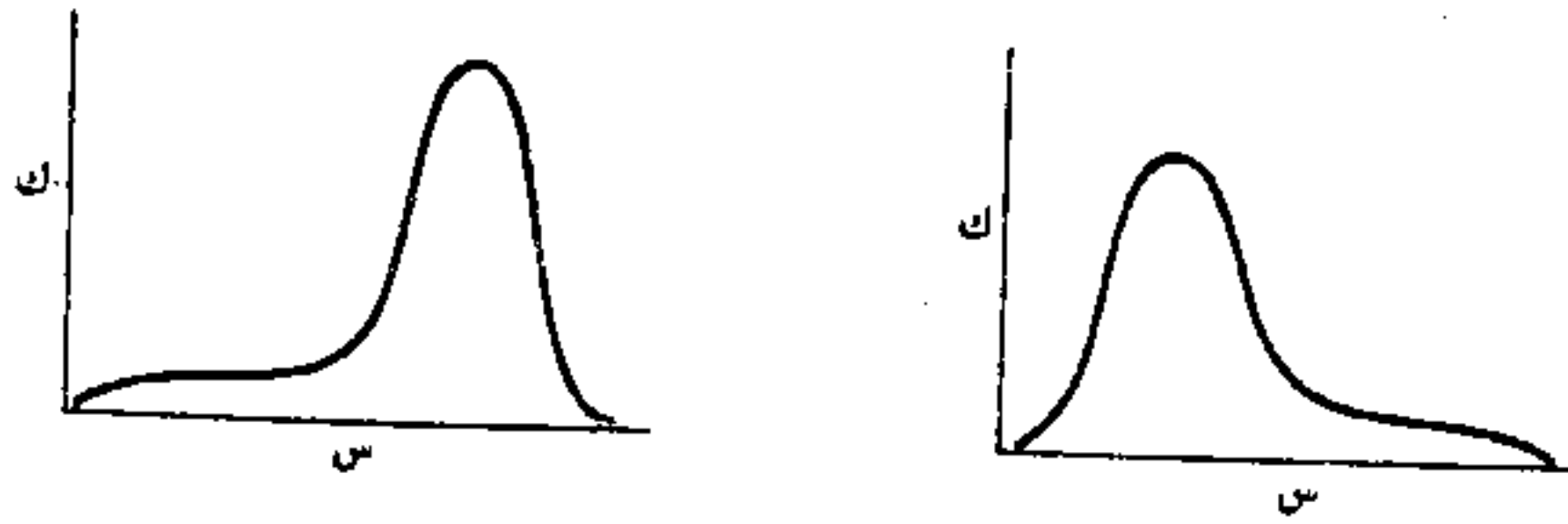


الشكل (١١) المنحنى المدبب

(٣) المنحنى الملتوى : الأنواع السابقة من المنحنيات تتسم بأنها منتظمة حول نقطة التوسط Symmetric ، كما أنها ذات قمة واحدة Unimodal . إلا أن الباحث قد يجعل على منحنى منحنى لا تتوافر فيها إحدى هاتين الخاصتين أو كليتهما. ومن ذلك المنحنى الملتوى Skewed . وتعنف المنحنيات الملتوية الى نوعين :

(أ) منحنى الالتواء الموجب : وهو المنحنى الذى تتحيزز قمته نحو الطرف الأدنى من التوزيع ، أى أن معظم الأفراد يحملون على درجات منخفضة فى المقياس كما هو الحال فى الشكل (١٢) .

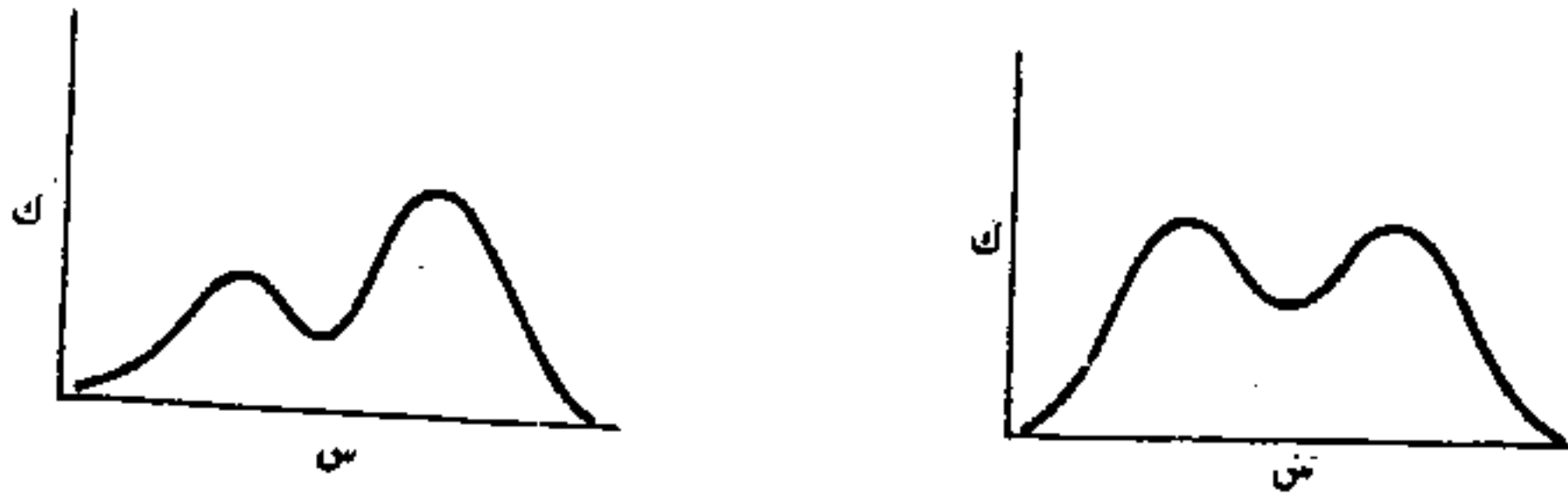
(ب) منحنى الالتواء السالب : وهو المنحنى الذى تتحيزز قمته نحو الطرف الأعلى من التوزيع ، ومعنى ذلك أن معظم الأفراد يحملون على درجات مرتفعة فى المقياس كما هو مبين فى الشكل (١٣) .



الشكل (١٢) منحني التواء موجب الشكل (١٣) منحني التواء سالب

(٤) المنحني ذو القمتين : قد يتسم المنحني بأنه له قمتان واضحتان (أو أكثر) ويسمى المنحني في هذه الحالة بأنه منحني ذو قمتين أو ذو منوالين bimodal . ويدل في جوهره على أن العينة تتألف من عينتين مستقلتين (أو أكثر) . وهذا النوع قد يكون أيضا من نوعين :

- (أ) المنحني المنتظم ذو المنوالين : وهو منحني له قمتان من نفس الارتفاع ، كما هو في الشكل (١٤) .
- (ب) المنحني غير المنتظم ذو المنوالين : وهو منحني له قمتان من ارتفاعين مختلفين كما هو موضح في الشكل (١٥) .

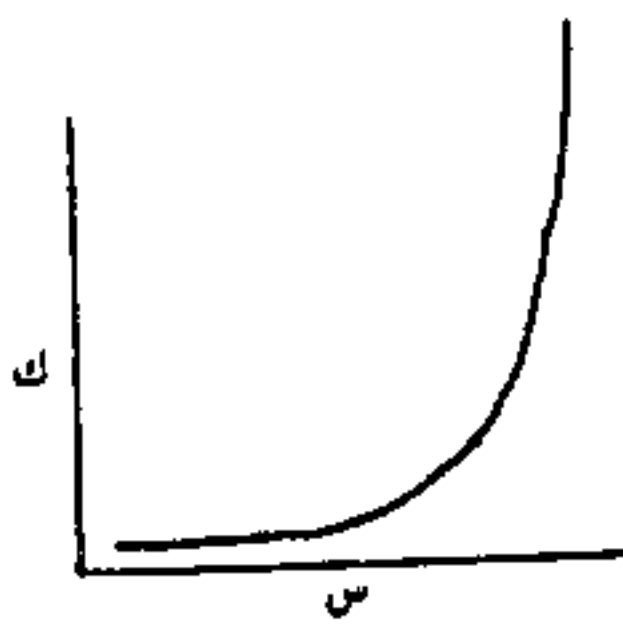


الشكل (١٤) منحني منتظم ذو منوالين . الشكل (١٥) منحني غير منتظم ذو منوالين

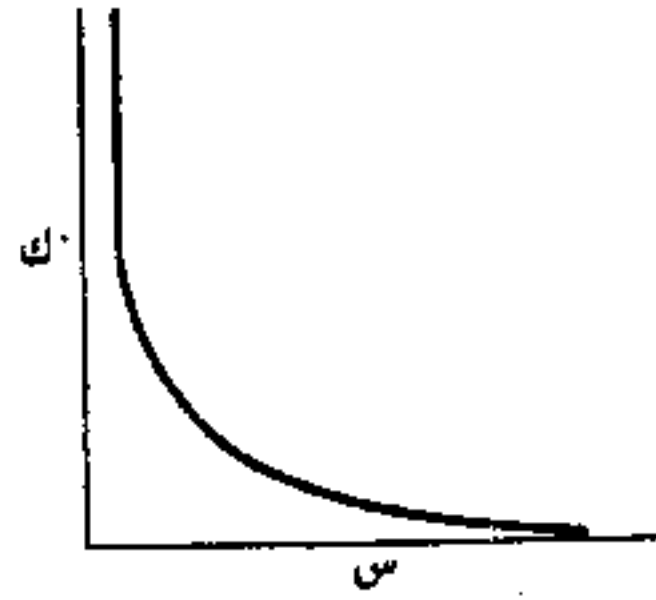
(٥) المنحنى الأحادى الطرف : وهو منحنى له قمة واحدة وطرف واحد ، وهو من نوعين :

(أ) المنحنى المقعر : وهو منحنى تكون قمته متحيزة نحو الطرف الأدنى للتوزيع وطرفه الوحيد ممتد على امتداد المقياس نحو الطرف الأعلى من التوزيع ، ويسمى أحيانا المنحنى على شكل حرف (L) . ويوضح ذلك الشكل رقم (١٦) .

(ب) المنحنى المحدب : وهو عكس المنحنى السابق حيث تكون قمته متحيزة نحو الطرف الأعلى للتوزيع وطرفه الوحيد ممتد على امتداد المقياس نحو الطرف الأدنى من التوزيع ، ويسمى أحيانا المنحنى على شكل حرف (L) . ويوضح ذلك الشكل (١٧) .

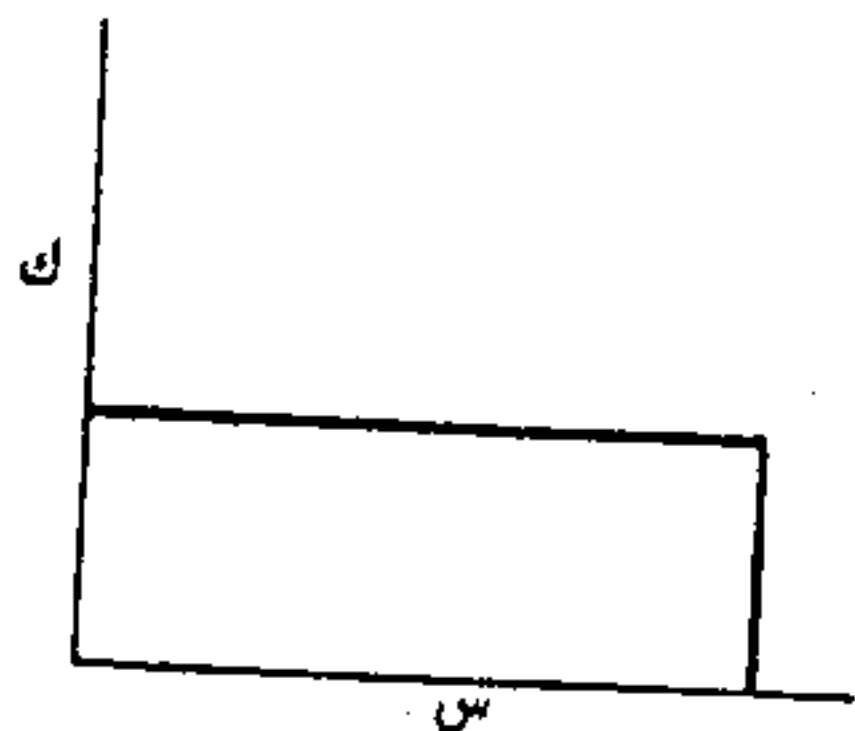


الشكل (١٧) منحنى محدب



الشكل (١٦) منحنى مقعر

(٦) المنحنى المستطيل : وهو منحنى بدون قمة وبلا أطراف وفيه تتساوى تقريبا التكرارات فى جميع الدرجات من بداية التوزيع حتى نهايته . ويوضح الشكل (١٨) مثالا لهذا النوع من المنحنيات .



الشكل (١٨) منحنى مستطيل

الفصل السابع

المتوسط : مقياس النزعة المركزية لبيانات النسبة والمسافة

ان الطرق التي وصفناها في الفصل السابق عند عرض بيانات النسبة والمسافة تكون مفيدة حين تستحق الوقت والجهد اللازمين لاعطاء ملخص مفصل لجميع البيانات في صيغة ملائمة هي صيغة التوزيع التكراري أو الرسم البياني . ومع ذلك فان الهدف الرئيسي للباحث قد يكون التركيز على خصائص هامة معينة في البيانات الجماعية ككل .

ومن أهم الخصائص التي يركز عليها الباحثون - ولعلها أهمها - على الاطلاق - الوصول الى قيمة تحدد الموضع العام general location في التوزيع التكراري للبيانات ، وهو الموضع الذي يحدد عدد الدرجات (أو التكرارات في بعض الحالات التي سنتناولها عند الحديث عن البيانات الرتيبة والاسمية) الذي يقع أعلى وأدنى منه . وفي هذه الحالة يشير الباحث الى ما يسمى النزعة المركزية central tendency في هذه البيانات والتي تمثلها نقطة مركزية أو قيمة نموذجية typical تمثل مجموع البيانات يشار اليها عادة بمصطلح الوسط average . وحين يفعل الباحث ذلك فانه يجب أن يتخلى عن فكرة وصف الجماعة ككل لأنه حتما سوف يلفقد - عند تحديد هذه القيمة - المعلومات الفردية ، وهو شئ يجب أن يدفعه للوصول الى وصف ملائم للبيانات ، وهو شئ ليس فادحا كما سنبين فيما بعد .

وتختلف طرق تقدير النزعة المركزية حسب طبيعة البيانات ، والمقياس الملائم لبيانات النسبة والمسافة هو المتوسط الحسابي arithmetic mean . *

شاع في بعض الكتابات الاحصائية استخدام الوسط الحسابي ونحن نفضل أن يقتصر مصطلح الوسط على معناه العام الدال على اتجاه النزعة المركزية كما أشرنا ، وعلى ذلك فان المتوسط الحسابي الذي يتناوله هذا الفصل والوسيط والمنوال اللذين سوف نتناولهما في فصول تالية ينتميان الى مفهوم الوسط بمعناها العام .

وعلى الرغم من وجود أنواع أخرى من المتوسطات كالمتوسط
التوافقي harmonic والمتوسط الهندسي geometric ،
إلا أن المتوسط الحسابي هو الأكثر شيوعاً واستخداماً في الإحصاء
النفسي والاجتماعي والترسوي إلى حد شيع استخدام في هذه البحوث
باسم المتوسط فقط .

وتعتمد الفكرة الجوهرية للمتوسط على تقسيم الدرجات أو
الكميات - وليس التكرارات أو عدد الحالات كما هو الحال في الوسيط
كما سنشير فيما بعد - إلى نصفين متساويين . وهذه الفكرة هي التي
تقوم عليها جميع طرق حساب المتوسط .

أولاً : حساب المتوسط من الدرجات مباشرة :

يحسب المتوسط من الدرجات مباشرة بقسمة مجموع هذه الدرجات
على عددها (أي عدد الحالات أو عدد الأفراد الحاملين عليها وهو
التكرار) ، مادام لكل فرد أو حالة درجة معينة في التوزيع .
ويوضح المثال الآتي ذلك .

طبق أحد الباحثين اختباراً في فهم القراءة على تلاميذ أحد
فصول الصف الرابع الابتدائي فحصل على البيانات الموضحة في الجدول
رقم (١١) .

جدول (١١) حساب المتوسط من الدرجات مباشرة

التلاميذ	أ	ب	ج	د	هـ	و	ز	ح	ط
الدرجات	١	٣	٤	٥	٧	٥	٣	١	٧

والحصول على المتوسط كمقياس احصائي للنزعة المركزية من بيانات الجدول السابق يقوم الباحث بجمع درجات التلاميذ وهو في هذه الحالة ٣٦ ، وجمع عدد التلاميذ (أو عدد الحالات أو التكرارات) وهو في هذه الحالة ٩ ، ويحسب المتوسط الحسابي بالمعادلة الآتية :

$$\text{المتوسط} = \frac{\text{مجموع الدرجات}}{\text{عدد الأفراد}}$$

وباستخدام لغة الرمز الشائعة في الاحصاء فاننا سوف نشير للمعطيات المتضمنة في المعادلة السابقة على النحو الآتي :

$$\begin{aligned} \text{المتوسط} &= م \\ \text{مجموع} &= مج \\ \text{الدرجة} &= س \\ \text{عدد الأفراد} &= ن \end{aligned}$$

وبذلك تتحول المعادلة السابقة الى الصورة الآتية :

$$م = \frac{مج}{ن}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على بيانات الجدول السابق نحصل على المتوسط على النحو الآتي :

$$م = \frac{٣٦}{٩} = ٤$$

وهذه المعادلة هي الطريقة المباشرة في حساب المتوسط ومنها يمكن الحصول على معنى المتوسط كنقطة توسط أو كنزعة مركزية أو كوسط عندها تنقسم درجات المفحوصين الى قسمين متساويين تماما . ولهذا السبب فان الحاسوب يستخدمها وحدها عند حساب المتوسط ، ناهيك عن أنها هي المعادلة الأساسية التي ترد اليها جميع المعادلات الأخرى التي لجأ اليها الاحصائيون تبسيطا للحساب وتيسيرا للعمل عندما يقوم الباحث بحساب المتوسط يدويا أو باستخدام آلة حاسبة بسيطة والتي سنتناولها فيما يلي :

ثانياً: حساب المتوسط من تكرار الدرجات غير المصنفة الى فئات :

قام أحد الباحثين بحساب الزمن الذي يستغرقه كل مفحوص في اجتياز إحدى الممتahات في المحاولة الأولى من إحدى تجارب التعلم. وكان تقدير الزمن بالثانية ، وعدد المفحوصين ٢٠ مفحوصاً فحصل على النتائج المبينة في الجدول رقم (١٢) .

جدول (١٢) حساب المتوسط من تكرار الدرجات

الدرجة	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	الدرجة (س)
التكرار (ك)	١	٢	٣	٦	٣	٢	٢	١	
الدرجة x التكرار (س ك)	٩	١٦	٢١	٣٦	١٥	٨	٦	٢	

ولحساب المتوسط في هذه الحالة لابد لنا من الحصول على قيمتين هما مجموع الدرجات (مج س) وعدد الأفراد (ن) . ومن الجدول السابق يتضح لنا أن $n = 20$ أما مج س فيمكن الحصول عليه من مجموع حاصل ضرب الدرجة في تكرارها وهو في هذه الحالة مج س ك الذي يساوي ١٣٣ ، وعندئذ يمكن الحصول على المتوسط بالمعادلة الآتية :

$$م = \frac{\text{مج س ك}}{ن} = \frac{133}{20} = 6.65$$

ثالثاً: حساب المتوسط من فئات الدرجات :

لعلنا نذكر (من الفصل السابق) أننا حين نعرف الدرجات الى فئات فإننا بعدئذ لانعلم شيئاً من الطبيعة الأصلية لهذه الدرجات ، وكل مايتوافر لدينا عنها من معلومات أن درجات كل فئة تقع في نطاق يمتد بين الحد الأدنى والحد الأعلى لهذه الفئة ، فكيف نحصل على مجموع للدرجات في هذه الحالة نعلم عليه في حساب المتوسط ؟

للإجابة على هذا السؤال لجأ الاحصائيون الى حل سعيد في التعامل مع الفئة يقوم في جوهره أيضا على فكرة النزعة المركزية وهو الاعتماد على منتصف الفئة باعتباره يعبر عن " متوسط " الدرجات التي تقع في نطاقها . ويمكن استخدامه للتعبير عن مجموعة درجات هذه الفئة ، تماما كما نستخدم المتوسط للتعبير عن أى مجموعة من البيانات وبالطبع فان هذا الافتراض يتضمن تقديرا للدرجات الأصلية باستخدام متوسطها ، ويقترب هذا التقدير من الدقة أو يبتعد عنه حسب مدى الفئة ، فكلما ازداد ضيقا اقترب تقديرنا من المحسنة ، أما اذا ازداد اتساعا ابتعد تقديرنا عن القيم الأصلية للدرجات ، ومع ذلك فان هذه الفروق لاتؤثر كثيرا في حسابنا لمتوسط القيم .

وعلى هذا الأساس يمكن للباحث أن يعتمد على منتصفات الفئات كتقديرات للدرجات الأصلية ومنها نحصل على قيمة تقريبية لمجموع الدرجات ، ويوضح المثال الآتي ذلك .

طبق أحد الباحثين اختبارا تحصيليا على ٥٠ تلميذا فحصل على البيانات الموضحة في الجدول رقم (١٣) مصنفة الى فئات .

جدول (١٣) حساب المتوسط من فئات الدرجات

الفئات	منتصف الفئة (ص)	التكرار (ك)	ص × ك
١٠ - ١٤	١٢	٦	٢٤
١٥ - ١٩	١٧	٨	١٣٦
٢٠ - ٢٤	٢٢	٦	١٣٢
٢٥ - ٢٩	٢٧	١٢	٣٢٤
٣٠ - ٣٤	٣٢	٧	٢٢٤
٣٥ - ٣٩	٣٧	٦	٢٢٢
٤٠ - ٤٤	٤٢	٤	١٦٨
٤٥ - ٤٩	٤٧	٣	١٤١
٥٠ - ٥٤	٥٢	١	٥٢
٥٥ - ٥٩	٥٧	١	٥٧

وللحصول على مجموع تقريبي للمدرجات اعتبرنا منتصف كل فئة يمثلها كمتوسط لها كما سبق أن أشرنا ، وبذلك أصبح هذا المجموع التقريبي مساويا للفئة مج ص ك . وعلى ذلك يمكن حساب المتوسط بالمعادلة الآتية :

$$م = \frac{مج ص ك}{ن} = \frac{١٤٨٠}{٥٠} = ٢٩.٦$$

رابعاً: حساب المتوسط بطريقة مختصرة تعتمد على المتوسط الفرضي ومدرج لمنتصفات الفئات يساوي مدى الفئة ومضاعفاته :

لحساب المتوسط على نحو أكثر تبسيطاً واختصاراً لجأ علماء الإحصاء إلى الاعتماد على بعض خصائص تصنيف الدرجات إلى فئات وخاصة حين تكون هذه الفئات متساوية المدى ، وهو شرط جوهري أشرنا إليه في الفصل السابق . وهذا الشرط يجعل الفئات تتزايد وتتناقص بنسبة ثابتة . وعندئذ يمكن للباحث أن يختار مرة أخرى نقطة توسط أو نزعة مركزية وسطى لهذه الفئات جميعاً تسمى المتوسط الفرضي (ص) عندها يبدأ تدرج الفئات بالزيادة (الإيجاب) والنقص (السلب) . وبالطبع فإن هذه النقطة المختارة تكون في منتصف التوزيع . ويوضح الجدول رقم (١٤) بيانات الجدول السابق رقم (١٣) في ضوء مدرج منتصفات الفئات يبدأ من المتوسط الفرضي للفئة (٣٠ - ٣٤) ويساوي في هذه الحالة ٣٢ ، ومنه بدأنا تدرج منتصفات الفئات (ص) على أساس الفرق (أو الانحراف) بين منتصف فئة المتوسط الفرضي ومنتصف كل فئة أخرى من فئات الجدول . وبالطبع فإن الفرق بين هذين المنتصفين بالنسبة لفئة المتوسط الفرضي (٣٠ - ٣٤) يساوي صفراً ، ولهذا تعد هذه الفئة بالطبع بداية التدرج . ولعلك لاحظت أن التدرج في هذا الجدول يمتد زيادة ونقصاً بما يساوي مدى الفئة وهو في هذه الحالة ٥ .

جدول (١٤) حساب المتوسط باستخدام طريقة المتوسط الفرضي ومدرج لمنتصفات الفئات يساوي مدى الفئة مضاعفاته

الفئات	(ص - ض) = ص	ك	ص x ك
١٤ - ١٠	(٣٢ - ١٢) = ٢٠ -	٢	٤٠ -
١٩ - ١٥	(٣٢ - ١٧) = ١٥ -	٨	١٢٠ -
٢٤ - ٢٠	(٣٢ - ٢٢) = ١٠ -	٦	٦٠ -
٢٩ - ٢٥	(٣٢ - ٢٧) = ٥ -	١٢	٦٠ -
٣٤ - ٣٠	(٣٢ - ٣٢) = صفر	٧	صفر
٣٩ - ٣٥	(٣٢ - ٣٧) = ٥ +	٦	٣٠ +
٤٤ - ٤٠	(٣٢ - ٤٢) = ١٠ +	٤	٤٠ +
٤٩ - ٤٥	(٣٢ - ٤٧) = ١٥ +	٣	٤٥ +
٥٤ - ٥٠	(٣٢ - ٥٢) = ٢٠ +	١	٢٠ +
٥٩ - ٥٥	(٣٢ - ٥٧) = ٢٥ +	١	٢٥ +
		ن = ٥٠	مج ص ك = ٢٨٠ - ١٦٠ = ١٢٠ -

ولحساب المتوسط يبدأ الباحث بالمتوسط الفرضي (ض) باعتباره قيمة تقديرية للمتوسط الأملي ثم يضيف اليه قيمة موزونة ناجمة عن متوسط منتصفات الفئات الجديدة باستخدام المعادلة الآتية :

$$م = ض + \left(\frac{\text{مج ص ك}}{ن} \right)$$

$$٢٩٦ = ٢٢ + \frac{١٢٠ -}{٥٠} = ٢٢ - ٢٤ = ٢٩٦$$

خامساً: نحو مزيد من الاختصار في حساب المتوسط :

يمكن حساب المتوسط بطريقة أكثر اختصاراً توفيراً لوقت الباحث وجهده ، وخاصة حين يلجأ في حسابه الى الطرق اليدوية أو باستخدام

الآلات الحاسبة البسيطة ، وذلك بمزيد من التبسيط لقيم (ص). وتعتمد هذه الطريقة على الفكرة البسيطة الواضحة في الجدول رقم (١٤) حيث يلاحظ القارئ أى قيمة (ص) الناجمة عن انحرافات (ص - ض) تتزايد (سلبيا وإيجابيا) عن منتصف فئة المتوسط الفرضي بما يساوى مدى الفئة (وهو في هذه الحالة ٥) . ويمكن للباحث الحصول على مزيد من اليسر إذا لجأ الى قسمة هذه القيم على مدى الفئة (ف) فيحصل حينئذ على تدريج جديد لمنتصفات الفئات يمتد من صفر ويتزايد بمسافات مقدارها ١ ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، الخ . ويؤدي ذلك بالطبع الى مزيد من السهولة في العمليات الحسابية . ويوضح الجدول رقم (١٥) بيانات الجدول السابق (رقم ١٤) في ضوء مدرج لمنتصفات الفئات بالطريقة المشار اليها .

جدول (١٥) حساب المتوسط باستخدام طريقة المتوسط الفرضي وفدرج لمنتصفات الفئات يساوى ١ ، ٢ ، ٣ ، الخ

الفئات	(ص - ض) = ص ف	ك	ص × ك
١٠ - ١٤	$\frac{20-}{5} = 4 -$	٢	٨ -
١٥ - ١٩	$\frac{15-}{5} = 3 -$	٨	٢٤ -
٢٠ - ٢٤	$\frac{10-}{5} = 2 -$	٦	١٢ -
٢٥ - ٢٩	$\frac{5-}{5} = 1 -$	١٢	١٢ -
٣٠ - ٣٤	$\frac{مفر-}{5} = مفر$	٧	مفر
٣٥ - ٣٩	$\frac{5+}{5} = 1 +$	٦	٦ +
٤٠ - ٤٤	$\frac{10+}{5} = 2 +$	٤	٨ +
٤٥ - ٤٩	$\frac{15+}{5} = 3 +$	٣	٩ +
٥٠ - ٥٤	$\frac{20+}{5} = 4 +$	١	٤ +
٥٥ - ٥٩	$\frac{25+}{5} = 5 +$	١	٥ +
		ن = ٥٠	مجم ص ك = ٢٢٠ - ٥٦ ٢٤ - =

ولحساب المتوسط في هذه الحالة يبدأ الباحث - كما هو الحال في الطريقة السابقة - بالمتوسط الفرضي (ض) ثم يضيف اليه مرة أخرى قيمة موزونة ناجمة عن متوسط منتصفات الفئات إلا أننا يجب في هذه الطريقة شديدة الاختصار أن نصح أثر القسمة على مدى الفئة وذلك بالخرب مرة أخرى في هذه القيمة (ف) ، وذلك باستخدام المعادلة الآتية :

$$م = ض + \left(\frac{\text{مجموع ك}}{ن} \times ف \right)$$

$$= ٢٢ + \frac{٥ \times ٢٤}{٥٠} = ٢٢ - ٢٤ = ٢٩٦$$

خصائص المتوسط :

يتسم المتوسط بعدد من الخصائص الهامة التي تلعب دوراً هاماً في معظم الطرق الإحصائية التالية ، وتتلخص هذه الخصائص فيما يلي :

(١) مجموع الانحرافات أو فروق الدرجات عن المتوسط يساوي صفراً : ويمكن التعبير عن هذه الخاصية بالمعادلة الآتية :

$$\text{مجموع} (س - م) = \text{صفر}$$

ويمكن التعبير عن الفرق (س - م) بالرمز ح .
ومعنى ذلك أن المتوسط هو النقطة التي يتساوى عندها مجموع الفروق أو الانحرافات السالبة و الموجبة عنه ، وبهذا يتضح معناه الأساسي كمقياس للنزعة المركزية ، ويوضح ذلك البيانات في الجدول رقم (١٦) .

جدول (١٦) الانحرافات عن المتوسط تساوى الصفر

الأفراد	أ	ب	ج	د	هـ
س	٥	٥	٤	١	٠
ح	٢ +	٢ +	١ +	٢ -	٣ -

$$م = ٣$$

$$\text{مجموع ح} = \text{صفر}$$

ولا يمكن الحصول على هذا المجموع الصفري إلا من قيم الانحرافات من المتوسط فقط . ويمكن للقارئ أن يجرب أن يطرح من الدرجات (س) في الجدول السابق أى قيمة أخرى غير المتوسط فيحصل دائماً على قيمة عددية ما . ويمكن التعبير عن هذه الخاصية في المتوسط بالشكل رقم (١٩) .

أ ب	ج	د	هـ
٥	٤	٢	١
٢+٢+ = ٥ +	١+	٢-	٢- = ٥ -

شكل (١٩) توازن القيم الموجبة والسالبة حول المتوسط

(٢) مربع الانحرافات يكون أصغر دائماً حول المتوسط . فلماذا عدنا إلى المثال السابق وحصلنا على مربعات الفروق عن المتوسط (ح) تكون هذه القيم كما هي في الجدول رقم (١٧) .

جدول (١٧) مربعات الانحرافات من المتوسط

الأفراد	أ	ب	ج	د	هـ
ح	٤	٤	١	٤	٩
	مجموع ح = ٢٢				

ويمكن للقارئ أن يجرب حساب أى مربعات لانحرافات أخرى عن غير المتوسط ، ولتكن عن العدد ٢ وهو أصغر من المتوسط ، أو عن العدد ٤ وهو أكبر من المتوسط فإن مربعات الفروق في هاتين الحالتين تصبح أكبر من تلك التي حصلنا عليها بالنسبة للمتوسط (وهو هنا ٢) . ويوضح الجدول رقم (١٨) ذلك .

جدول (١٨) مربعات الانحرافات عن قيم أخرى غير المتوسط

الأفراد	أ	ب	ج	د	هـ
س	٥	٥	٤	١	٠
(س - ٢)	٣+	٣+	٢+	١-	٢-
$\sum (س - ٢) = ٢$	٩	٩	٤	١	٤
(س - ٤)	١+	١+	صفر	٣-	٤-
$\sum (س - ٤) = ٢$	١	١	صفر	٩	١٦

وتسمى هذه الخاصية بخاصية المربعات الصغرى least square ولها أهميتها القصوى في عدد من المفاهيم الاحصائية كما سنبين فيما بعد .

(٢) يعتمد المتوسط على كل درجة من درجات التوزيع التكراري: وهذه الخاصية لاتتوافر في مقياس النزعة المركزية الأخرى (كالمنوال والوسيط اللذين سنتناولهما في البابين الثالث والرابع من هذا الكتاب) . ومعنى ذلك أن قيمة المتوسط تتغير اذا تغيرت درجة واحدة من هذه الدرجات ، كما أنه حساس الى حد كبير للمواقع المختلفة التي تحتلها الدرجات في التوزيع ومنها القيم المتطرفة ، وخاصة اذا كانت هذه القيم في أحد أطراف التوزيع لاتتوازن معها قيم مناظرة في الطرف الآخر . ويوضح ذلك الجدول رقم (١٩) الذي يوضح تأثير المتوسط بالقيم المتطرفة .

جدول (١٩) تأثير المتوسط بالقيم المتطرفة

الأفراد	أ	ب	ج	د	هـ	و	ز	ح
١٣ س	٣	٤	٤	٤	٥	٦	٧	٠
٢٣ س	٣	٤	٤	٤	٥	٦	٧	٣٩

فلعلك لاحظت أن زيادة درجة المفحوص (ج) من صفر في الحالة الأولى إلى ٣٩ في الحالة الثانية أدت إلى زيادة المتوسط من ٤ إلى ٩ . كما لعلك لاحظت أن المتوسط في الحالة الأولى يقع بالفعل في منتصف التوزيع بينما في الحالة الثانية أصبحت درجات جميع المفحوصين الآخرين أقل من المتوسط حتى يمكن لها أن تتوازن مع القيمة المتطرفة الجديدة . ولعل هذا المثال يوضح لنا مثالا للمواقف التي يكون استخدام المتوسط فيها كمقياس للنزعة المركزية موضع شك ويفضل حينئذ استخدام المقاييس الأخرى للنزعة المركزية . وهو مثال شائع الحدوث في البحوث الانسانية حين يستخدم مؤشر الدخل السنوي أو الشهري مثلا كمتوسط لدخول العاملين في إحدى المؤسسات . فقد يحسب هذا المتوسط على أساس جميع الدخول الشهرية أو السنوية لجميع العاملين فيها ابتداءً من الإدارة العليا وحتى مستوى العامل غير الماهر . ان المتوسط - اذا حسب في هذه الحالة - فانه قد يكون أعلى بأضعاف كثيرة من الرواتب السنوية أو الشهرية الحقيقية التي يحصل عليها أحيانا ٧٩٠ من العاملين في هذه المؤسسة .

وفي بعض الأحوال قد يكون مقدار الدرجات المتطرفة غير معلوم للباحث . فعلى سبيل المثال قد يجد الباحث الذي يجري تجربة معملية في التعلم أن هناك بضعة مفحوصين لا يتعلمون المهمة حتى بعد عدد كبير من المحاولات . وحينئذ فانه بدلا من أن يستمر في التجربة وينتظر ساعات طويلة على أمل أن تعلم هؤلاء قد يحدث ، فانه قد ينهي التجربة اذا لم يعمل المفحوصون الى محك التعلم بعد ٧٠ محاولة مثلا ، وحينئذ تكون درجة هؤلاء المفحوصون الذين لم يعملوا الى هذا المحك هي "٧٠ محاولة على الأقل" . ويعنفون بأنهم أبطأ المفحوصين ، وبالطبع لا يجب استبعادهم من التجربة والا كانت النتائج متحيزة . الا أن الباحث في هذه الحالة لا يعرف بالفعل درجاتهم الحقيقية ، ولهذا فان المتوسط لا يصلح للاستخدام عندئذ كمقياس للنزعة المركزية لأن حسابه يحتاج كما بينا الى توافر جميع هذه الدرجات لحسابه لكل درجة وموضعها في التوزيع . وعلى الباحث أن يبحث عن مقياس احصائي آخر مناسب

(وهو هنا الوسيط الذى سنتناوله بالتفصيل فى الباب الثالث من هذا الكتاب) .

(٤) يتأثر المتوسط بالقيم التى يحسب منها ، وعلى ذلك فان اضافة أى مقدار ثابت الى جميع القيم (بالجمع أو الضرب) أو حذف مقدار ثابت منها (بالطرح أو القسمة) يؤثر تأثيراً مباشراً على المتوسط المحسوب . فمتوسط القيم ٣ ، ٤ ، ٥ هو ٤ ، فإذا أضفنا الى هذه القيم مقداراً ثابتاً هو ١٠ ليصبح ١٣ ، ١٤ ، ١٥ فان المتوسط فى هذه الحالة يصبح ١٤ ، أى أن المتوسط زاد بنفس النسبة (أى المقدار الثابت المضاف) . ومعنى ذلك أن اضافة أو حذف مقدار ثابت من جميع القيم يؤدي الى أن توزيع الدرجات يزداد أو ينقص بمقدار ذلك . وهذه الخاصية سمة عامة فى جميع مقاييس النزعة المركزية وليس المتوسط وحده .

وقد أمكن الاستفادة من هذه الخاصية فى الطرق المختصرة - التى شرحناها - لحساب المتوسط حين لجأنا الى فكرة المتوسط الفرضى . كما يمكن استخدامها فى اختصار العمليات الحسابية المجهدة اذا كانت القيم كبيرة . لنفرض أن لدينا ٥٠ درجة تمتد قيمتها بين ٢٠٥ و ٣٦٠ . اننا فى هذه الحالة لو طرحنا المقدار الثابت ٣٠٠ من جميع القيم تصبح القيم الجديدة ممتدة بين ٥ ، ٦٠ ، وحينئذ يصبح حساب المتوسط (وخاصة بالطرق اليدوية) أسهل ، وبعد حسابة يضيف الباحث الى المتوسط المحسوب المقدار الثابت الذى طرحه وهو ٣٠٠ وبذلك يعود به الى القيم الأصلية . وبالمثل يمكن للباحث أن يستخدم أى عملية حسابية أخرى مع أى مقدار ثابت فى التعامل مع القيم الأصلية بالاضافة الى الطرح ، ومن ذلك الجمع والضرب والقسمة ، وفى جميع الحالات يجب تحويل المتوسط المحسوب من القيم الجديدة بنفس العملية الحسابية ليعود الى الأصل . ولعل أشهر عمليات الضرب التى يلجأ اليها الباحثون حين يسعون للتخفيف من الكسور العشرية فى القيم الأصلية . وتسمى هذه التحويلات جميعاً بالتحويلات الخطية linear transformations وذلك لأن العلاقة بين القيم الأصلية والقيم الجديدة من نوع

العلاقة التناسبية أو علاقة الخط المستقيم .

(٥) المتوسط هو أفضل تقدير للوسط أو للنزعة المركزية فى الأصل الكلى . لنفرض أن الباحث يريد معرفة العمر الأوسط لجميع الطلاب فى إحدى الجامعات . انه يستطيع بالطبع أن يستخدم منهج دراسة الأصل الكلى (راجع الفصل الثالث) ويحسب متوسط أعمار جميع هؤلاء الطلاب ، إلا أن هذا المنهج غير محدد لأسباب عملية كثيرة . والبديل أن يلجأ الباحث الى اختيار عينة عشوائية ممثلة (على النحو الذى وصفناه فى الفصل الثالث) قد لا تتجاوز ١٠٠ طالب مثلاً يحسب لها متوسط العمر ، وحينئذ يمكنه استنتاج العمر الوسطى للأصل الإحصائى الكلى . فالمتوسط دون سواه من مقاييس النزعة المركزية هو أفضل تقدير لاتجاه التوسط فى هذا الأصل والسبب فى ذلك أنه أكثرها استقراراً ، ومعنى ذلك أن هذا الباحث لو جعل على عينات عشوائية ممثلة متتالية ، كل منها يتألف من ١٠٠ طالب وحسب متوسطات هذه العينات فإنها (أى المتوسطات) تميل الى التشابه فى معظم هذه العينات أكثر من أى مقياس آخر للنزعة المركزية .

(٦) يمكن العودة الى مجموع الدرجات بضرب المتوسط فى عدد الأفراد . وهذه الخاصية مشتقة من المعادلة الأساسية لحساب المتوسط، ويمكن التعبير عن هذه الخاصية على النحو الآتى :

$$\begin{aligned} \therefore \quad \bar{M} &= \frac{\sum X}{N} \\ \therefore \quad \sum X &= \bar{M} \times N \end{aligned}$$

ويمكن الاستفادة بهذه الخاصية فى الحصول على المتوسط الكبير أو العام grand mean وهو متوسط متوسطات عدة مجموعات والذى يطلق عليها أحياناً اسم المتوسط الوزنى . لنفرض أن أحد الباحثين أجرى تجربة على ثلاث مجموعات احدهما مجموعة ضابطة عدد أفرادها (ن) = ١٠ ، والاخرى مجموعتان تجريبيتان عدد أفرادها على التوالى ن_١ = ١٢ ،

$n_3 = 9$ فنحمل على المتوسطات الثلاثة الآتية للمجموعات الثلاث :

$$y = 1^m = 5, 2^m = 6, 3^m = 7$$

إننا لكي نحمل على المتوسط الكبير في هذه الحالة لابد من أن تتوافر لنا بيانات عن مجموع الدرجات لكل مجموعة على حدة. وحينئذ يمكن تطبيق المعادلة السابقة فنحمل على البيانات الآتية :

$$\text{مجم } 1 = 1^m \times n_1 = 5 \times 10 = 50$$

$$\text{مجم } 2 = 2^m \times n_2 = 6 \times 12 = 72$$

$$\text{مجم } 3 = 3^m \times n_3 = 7 \times 9 = 63$$

ولحساب المتوسط الكبير (م) فإنه في هذه الحالة يكون متوسط هذه المجاميع الثلاثة ، أي مجموع القيم $\text{مجم } 1 + \text{مجم } 2 + \text{مجم } 3$ وقسمة هذا المجموع على العدد الكلي لأفراد المجموعات الثلاث والذي يساوي في هذه الحالة $n_1 + n_2 + n_3$ على النحو الآتي :

$$M = \frac{\text{مجم } 1 + \text{مجم } 2 + \text{مجم } 3}{n_1 + n_2 + n_3}$$

$$M = \frac{50 + 72 + 63}{10 + 12 + 9} = \frac{185}{31} = 5.97$$

وبالطبع إذا كان عدد الأفراد متساوياً في جميع المجموعات فإن طريقة حساب المتوسط الكبير يمكن اختصارها على النحو الآتي :

$$M = \frac{(1^m + 2^m + 3^m)}{3}$$

حيث يدل الرمز (ك) في هذه الحالة على عدد المجموعات .

مثال : لنفرض أن الباحث السابق جعل على المتوسطات الثلاثة السابقة لمجموعات ثلاث كل منها يتألف من ١٠ مفحوصين . اننا حينئذ يمكننا حساب المتوسط الكبير باستخدام المعادلة السابقة على النحو الآتي حيث (ك) في هذه الحالة هو ٣ .

$$\bar{x} = \frac{18}{3} = \frac{7 + 6 + 5}{3} = 6$$

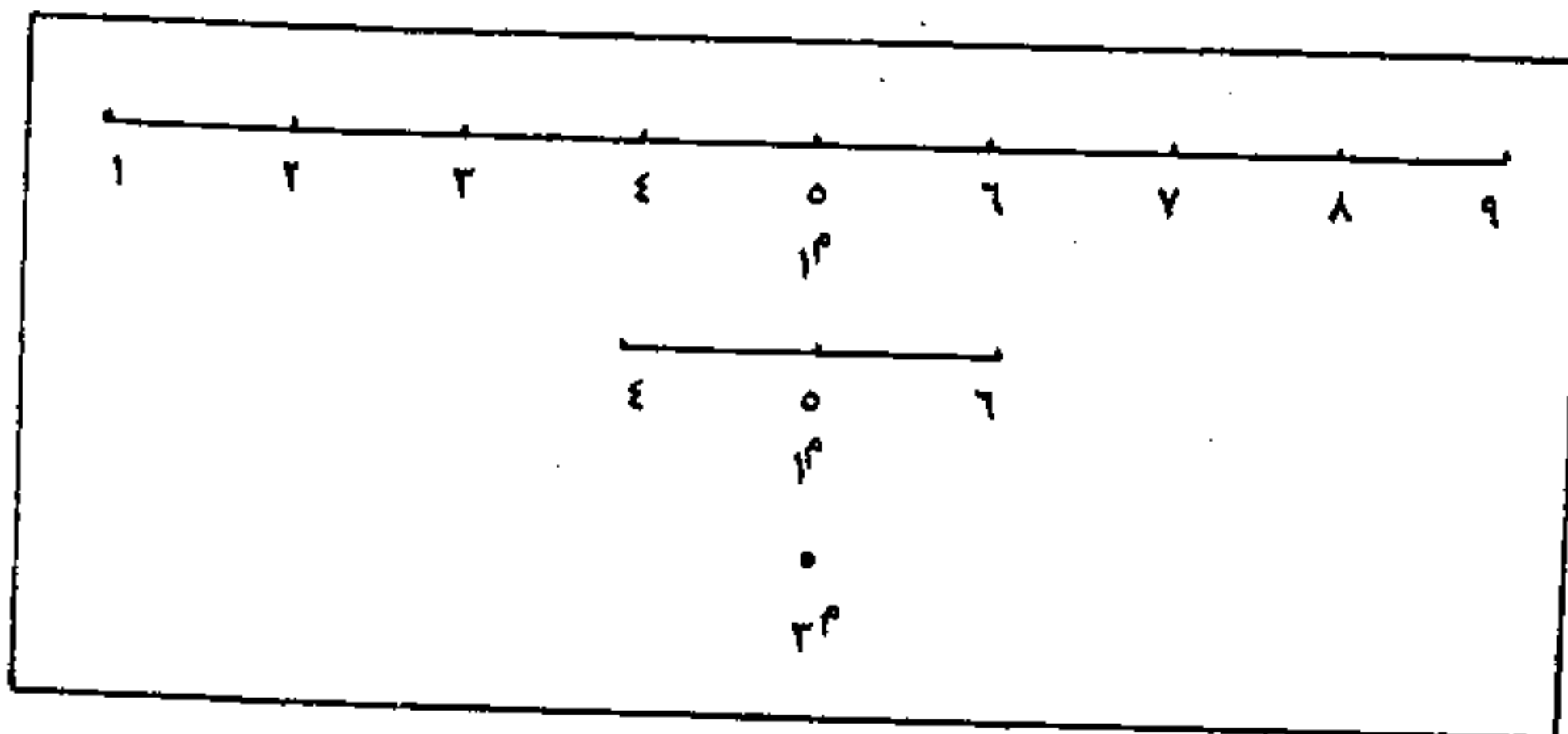
الفصل الثامنالانحراف المعياري والتباين

تناولنا في الفصل السابق المقياس الذي يحدد مركز التوزيع ،
 إلا أن حصول الباحث على قيمة وسطى للتوزيع لا يقدم ومفادها كافيا للبيانات ،
 لأنه لا بد له أيضا من تحديد درجة اقتراب الدرجات أو ابتعادها
 عن هذه النقطة المركزية وهو ما يسمى تشتت Scatter الدرجات
 أو انتشارها dispersion أو اختلافها variability . فقد
 تتطابق متوسطات توزيعات عديدة إلا أنها لا يمكن الحكم عليها بالتطابق
 التام بسبب اختلافها في هذه الخامسة . تأمل البيانات في الجدول
 رقم (٢٠) .

جدول (٢٠) بيانات ذات متوسط متطابق وتشتت مختلف

الترتيب	المجموعة الأولى س _١	المجموعة الثانية س _٢	المجموعة الثالثة س _٣
أ	١	٤	٥
ب	٢	٥	٥
ج	٧	٥	٥
د	٥	٦	٥
هـ	٤	٤	٥
و	٢	٦	٥
ز	٦	٤	٥
ح	٩	٥	٥
ط	٨	٦	٥
	س _١ = ٥	س _٢ = ٥	س _٣ = ٥

لعلك لاحظت أن المتوسطات الثلاثة متطابقة ($\sigma = 0$) ومع ذلك لا يمكنك الحكم على أن هذه المجموعات الثلاث من المفحوصين متطابقة، فالمأمل لبيانات المجموعة الأولى يلاحظ فيها تفاوتاً واضحاً في الدرجات حول المتوسط حيث أدنى الدرجات أو أعلاها ٩ ، بينما هذا التفاوت يفيق بعض الشيء في حالة المجموعة الثانية حيث أعلى الدرجات ٦ وأدناها ٤ ، بينما تتطابق جميع الدرجات في المجموعة الثالثة حول المتوسط . ويمكن تمثيل هذه الحالات بالشكل الآتي :



الشكل (١٩) اختلاف التشتت مع تطابق المتوسطات

ومن هذا المثال يتضح لنا أن الحد الأدنى الممكن للتشتت هو الصفر والذي يدل على التجانس الكامل بين أفراد المجموعة ، ولا يحدث إلا إذا كانت جميع الدرجات متطابقة كما هو الحال في المجموعة الثالثة ، وحينئذ لا يكون هناك تشتت أو انتشار أو اختلاف على الإطلاق . أما المجموعة الثانية ففيها تشتت أقل من المجموعة الأولى .

والتشتت خاصية مهمة في البيانات العلمية يجب أن يعرفها الباحث ويحددها ، صحيح أنها أقل شيوعاً في لغة الحياة اليومية حين نعرض البيانات للقارئ العادي ، إلا أنها ضرورية في التقارير العلمية

عن البحوث . وهي تكمل خاصية النزعة المركزية ونعطيها المعنى الأدق . ولتوضيح العلة بين النزعتين يمكن أن نشبه مقاييس النزعة المركزية بأنها تصف لنا كيف تنجذب البيانات بعضها الى بعض بفعل قوة الجذب المركزية ، أما نزعة التشتت فانها تصف لنا كيف تتناثر هذه البيانات بعيدا أو قريبا عن نقطة التمرکز بفعل قوة أخرى مضافة هي قوة الطرد المركزي أيضا .

ومقياس التشتت الملائم لبيانات النسبة والمسافة موضع اهتمامنا في هذا الباب هو الانحراف المعياري Standard deviation . وكلمة انحراف المستخدمة هنا لاتتضمن أى معنى قيمى أو معيارى ، وانما هي مقابل لغوى للدلالة على محض الاختلاف . أما استخدام كلمة " معيارى " فللاشارة الى أن هذا الاختلاف بالزيادة أو النقص عن نقطة معيارية يتحدد عندها بعد الدرجات أو قريبا ، وبالطبع فان هذه النقطة المعيارية التى يتم فى ضوءها هذا الحكم (بالنسبة لبيانات المسافة أو النسبة) هي المتوسط . وبعبارة أخرى فان المقصود بمصطلح الانحراف المعياري هو درجة اختلاف الدرجات عن نقطة التمرکز المعيارى فى البيانات وهى المتوسط . وسوف تتضح طبيعة الانحراف المعياري وخصائصه مباشرة من طريقة حسابه . ولعلنا ننبه هنا الى أن الانحراف المعياري - شأنه شأن المتوسط - لايجب استخدامه الا مع مقاييس النسبة والمسافة ، وأى استخدام له فى مقاييس الرتبة أو المقاييس الاسمية يوقع الباحث فى مأزق منطقية خطيرة .

أولا : حساب الانحراف المعياري من الدرجات مباشرة :

يعتمد حساب الانحراف المعياري من الدرجات مباشرة على حساب المتوسط الحسابي أولا ، ثم على ما عرفناه من قبل (فى الفصل السابق) عن خصائص المتوسط كنقطة توسط تتوازن عندها القيم التى تزيد عنها (بالموجب) أو تقل عنها (بالسالب) . ومعنى ذلك أن الطريقة التى " تنحرف " بها الدرجات حول المتوسط هي جوهر حساب الانحراف المعياري .

ومن الواضح أننا بمعرفة كيف تختلف كل درجة عن المتوسط هو —————
 مدخلنا الى تحديد مقدار التشتت أو الانتشار أو الاختلاف في مجموعة
 البيانات المتوافرة لدينا . وهذا هو المنطق الأساسي الذي تقوم عليه
 المعادلة الأساسية المستخدمة في حساب الانحراف المعياري من الدرجات
 مباشرة . وبالطبع فإننا في حاجة الى تحديد قيمة واحدة تدل على
 هذا الاختلاف أو التشتت أو الانتشار ، كما هو الحال في المتوسط
 كقيمة واحدة تدل على النزعة المركزية .

وتوجد عدة معادلات لحساب الانحراف المعياري تؤلف فئة متكافئة
 جبرياً . ومن الأفضل للباحث أن يفهم جيداً خصائص المعادلة الأساسية
 لحساب الانحراف المعياري من الدرجات مباشرة ليدرك المعنى الأساسي .
 فحساب الانحراف المعياري ليس محض عملية حسابية ميكانيكية آلية
 وإنما هو عملية منطقية راقية . وبالطبع فإن جميع المعادلات الأخرى
 التي سوف يشار إليها في هذا الفصل هي عبارة عن تعديلات طفيفة على
 هذه المعادلة ، وهي توفر للباحث الذي سوف يلجأ الى الطرق اليدوية
 في حسابه وسيلة أسرع وأسهل في ذلك .

والمعادلة الأساسية تصاغ على النحو الآتي :

$$s = \sqrt{\frac{\sum x^2}{n}}$$

حيث أن :

- ع = الانحراف المعياري ويرمز له بالرمز اليوناني σ (سيجما) .
- مجم^٢ = مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط .
- ن = عدد الحالات أو الأفراد .

ويجب أن ننبه هنا الى أن القيمة (ح) الدالة على انحراف الدرجة
 عن المتوسط أو فرق الدرجة من المتوسط تحسب بطرح المتوسط من الدرجة
 وليس العكس أو بعبارة أخرى تتحدد كالآتي (ح = س - م) .

ويوضح الجدول رقم (٢١) حساب الانحراف المعياري بهذه المعادلة .

جدول (٢١) حساب الانحراف المعياري من الدرجات مباشرة

الأفراد	الدرجة (س)	الانحراف عن المتوسط (ح)	مربع الانحراف عن المتوسط (ح ^٢)
أ	٧	٣ +	٩
ب	٤	٠	٠
ج	٢	٢ -	٤
د	١	٣ -	٩
هـ	٧	٣ +	٩
و	٤	٠	٠
ز	٤	٠	٠
ح	٣	١ -	١
ن = ٨ مج س = ٣٢ مج ح = صفر مج ح ^٢ = ٣٢			

وبتطبيق المعادلة السابقة يصبح الانحراف المعياري كما يلي :

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum H^2}{N}} = \sqrt{\frac{32}{8}} = 2$$

والسؤال هو : لماذا نربع الانحرافات عن المتوسط ؟

السبب في ذلك هو تلك الخاصية الجوهرية للانحرافات عن المتوسط والتي تناولناها في الفصل السابق والتي تتمثل في أن مجموع هذه الانحرافات (الفروق) عن المتوسط لابد في جميع الأحوال أن يساوي صفراً . وهذا واضح في الجدول السابق . وبالطبع يستحيل على الباحث رياضي أن يحسب متوسطاً لهذه الفروق لأن الناتج سيكون في هذه الحالة

مفراً ، وحينئذ لا يمكن الاستفادة به في أى غرض من أغراض تحليل البيانات .

وقد لجأ بعض الإحصائيين الى تجاهل الاشارات الجبرية الناتجة عن طرح المتوسط من كل درجة (ح) والحصول على مجموع مطلق لهذه الانحرافات ، ثم قسمة هذا المجموع على (ن) للحصول على متوسط لهذه الانحرافات . وتسمى الاحصاء الناتجة عن هذه الطريقة الانحراف الأوسط Average Deviation . الا أن هذه الطريقة في التغلب على مشكلة الاشارات الجبرية السالبة والموجبة للانحرافات والمجموع المفقور لها لم يكتب لها الشيوخ ، وخاصة بعد ماأكد أن مجموع الانحرافات (بعرف النظر عن اشاراتهما الجبرية) لا يتوافر فيه شرط " المربعات المفري " حين تحسب هذه الانحرافات في هذه الحالة عن المتوسط، وانما هذا الشرط يتوافر بوضوح عند حسابها عن " الوسيط " (وهو مقياس احصائي سوف نتناوله بالتفصيل في الباب الثالث وهو أكثر ملاءمة لبيانات الرتبة) .

ولهذا لجأ الاحصائيون الى تربيع هذه الانحرافات كحل رياضي أمثل يتغلب تماماً على مشكلة الاشارات الجبرية لها ، وهو الأسلوب الذي اعتمد عليه حساب الانحراف المعياري كما اتضح في الجدول السابق .

الا أن تربيع الانحرافات عن المتوسط ليس مجرد حيلة رياضية أو حل احصائي للتغلب على مشكلة المجموع المفري لهذه الانحرافات ، ولكن له معنى أكبر من ذلك . فمتوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط (مجموع) يسمى في الاحصاء التباين Variance ، وهو مفهوم له أهميته القموى في علم الاحصاء الحديث .

والسؤال التالي هو : لماذا نحصل على الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الانحرافات عن المتوسط ؟

لعل القارئ يدرك من خصائص المعادلة الأساسية أن الانحراف المعياري هو في جوهره متوسط ، ولكن أي متوسط هو ؟ انه متوسط انحرافات الدرجات عن المتوسط . وحيث أن مجموع هذه الانحرافات يساوي صفراً كما بينا ، وأننا نلجأ إلى التربيع للحصول على قيم تقبل التعامل الرياضي معها ، فإننا نحولنا إلى الجذر التربيعي لهذا المتوسط نكون قد عدنا إلى المعنى الأصلي للمقيم قبل تربيع انحرافاتنا ، ويعطينا الانحراف المعياري بهذه الصورة - أي كجذر تربيعي للتباين - قيمة عددية تملح للاستخدام في ذاتها للتعبير عن مدى التشتت أو الانتشار أو الاختلاف .

ثانياً: حساب الانحراف المعياري من مربعات الدرجات :

يمكن حساب الانحراف المعياري من الدرجات دون حاجة لحساب الانحرافات الفردية للدرجات عن المتوسط المحسوب وذلك باستخدام الطريقة العامة والتي تتلخص في حساب المتوسط من الدرجات ثم تربيعه ثم تربيع الدرجات ذاتها والحصول على مجموع هذه المربعات ثم حساب متوسط المربعات حسب المعادلة الآتية :

الانحراف المعياري = $\sqrt{\text{متوسط مربعات الدرجات} - \text{مربع متوسط الدرجات}}$

$$\text{أو بلغة الرموز} \quad \sigma = \sqrt{\frac{\sum x^2}{n} - \left(\frac{\sum x}{n}\right)^2}$$

وقد لا نحتاج إلى حساب المتوسط كخطوة مستقلة ، وفي هذه الحالة يمكن حساب الانحراف المعياري بهذه الطريقة على النحو الآتي :

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum x^2}{n} - \left(\frac{\sum x}{n}\right)^2}$$

ولمزيد من التبسيط يمكن أن تصبح المعادلة بالشكل الآتي :

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}}{n}}$$

ويوضح الجدول رقم (٢٢) البيانات الأساسية اللازمة لحساب الانحراف المعياري بهذه الطريقة .

جدول () حساب الانحراف المعياري من مربعات الدرجات

الأفراد	أ	ب	ج	د	هـ	و	ز	ح	ط	ن = ٩
س	١	٣	٤	٥	٧	٥	٣	١	٧	مج س = ٣٦
س ^٢	١	٩	١٦	٢٥	٤٩	٢٥	٩	١	٤٩	مج س ^٢ = ١٨٤

وبتطبيق المعادلة السابقة يصبح الانحراف المعياري :

$$ع = \sqrt{\frac{١٨٤}{٩} - \left(\frac{٣٦}{٩}\right)^2}$$

$$ع = \sqrt{\frac{٤٤٤}{٩} - ١٦} = ٢.١١$$

وتسمى هذه الطريقة في حساب الانحراف المعياري بالطريقة العامة .

ثالثاً: حساب الانحراف المعياري من تكرارات الدرجات :

في حالة وجود تكرار لابد لحساب الانحراف المعياري من ضرب الدرجة في التكرار وضرب الانحراف عن المتوسط في التكرار أيضاً (في الطريقة الأولى) أو ضرب الدرجة في التكرار وضرب مربع الدرجة في التكرار أيضاً (في الطريقة الثانية) واليك مثال على استخدام الطريقة العامة مع التكرارات (أي باستخدام مربع الدرجات) .

جدول (٢٣) حساب الانحراف المعياري من تكرارات الدرجات

س	ك	س x ك	س ^٢	س ^٢ x ك
٢	٣	٦	٤	١٢
٣	١٠	٣٠	٩	٩٠
٤	٢٢	٨٨	١٦	٣٥٢
٥	٣٠	١٥٠	٢٥	٧٥٠
٦	٢٢	١٣٢	٣٦	٧٩٢
٧	١٠	٧٠	٤٩	٤٩٠
٨	٣	٢٤	٦٤	١٩٢
	ن = ١٠٠	مج س ك = ٥٠٠		مج س ^٢ ك = ٢٦٧٨

وفي هذه الحالة يحسب الانحراف المعياري بالمعادلة السابقة أي

الانحراف المعياري $= \sqrt{\text{متوسط مربعات الدرجات} - \text{مربع متوسط الدرجات}}$

وبلغة الرموز في هذه الحالة تصبح على النحو الآتي :

$$\sigma = \sqrt{\frac{\text{مج س}^2 \text{ ك}}{ن} - \left(\frac{\text{مج س ك}}{ن} \right)^2}$$

$$= \sqrt{\frac{٢٦٧٨}{١٠٠} - \left(\frac{٥٠٠}{١٠٠} \right)^2}$$

$$= \sqrt{\frac{١٧٨}{١٠٠}} = ١.٣٣$$

رابعاً: حساب الانحراف المعياري من فئات الدرجات :

لحساب الانحراف المعياري من فئات الدرجات فاننا نعتمد في هذه الحالة على مفهوم انحراف منتصفات الفئات عن منتصف المتوسط الفرضي (ح) الذي تناولناه في الفصل السابق عند معالجة مفهوم المتوسط الحسابي . وهذه القيم الانحرافية تصبح بدائل للقيم الحقيقية في الفئات أو المنتصفات الحقيقية لهذه الفئات . ويوضح الجدول رقم (٢٤) طريقة حساب الانحراف المعياري بهذه الطريقة التي تيسر على الباحث الكثير من الجهد والعناء وخاصة عند لجوءه الى حساب الانحراف المعياري بالطرق اليدوية ، وفيها يتضح اعتمادنا على (ح) ، (ح^٢) على أنها بدائل لـ (س) ، (س^٢) .

جدول (٢٤) حساب الانحراف المعياري من فئات الدرجات

الفئات	ك	ح	ح × ك	ح ^٢	ح ^٢ × ك
١٠ - ١٤	٢	٤ -	٨ -	١٦	٣٢
١٥ - ١٩	٨	٣ -	٢٤ -	٩	٧٢
٢٠ - ٢٤	٦	٢ -	١٢ -	٤	٢٤
٢٥ - ٢٩	١٢	١ -	١٢ -	١	١٢
٣٠ - ٣٤	٧	صفر	صفر	صفر	صفر
٣٥ - ٣٩	٦	١ +	٦ +	١	٦
٤٠ - ٤٤	٤	٢ +	٨ +	٤	١٦
٤٥ - ٤٩	٣	٣ +	٩ +	٩	٢٧
٥٠ - ٥٤	١	٤ +	٤ +	١٦	١٦
٥٥ - ٥٩	١	٥ +	٥ +	٢٥	٢٥
ن = ٥٠		مجم ك = ٢٤			مجم ح ^٢ ك = ٢٣٠

ويمكن استخدام نفس المعادلة السابقة بعد احلال الرمز (ح) محل الرمز (س) مع اضافة حد جديد هو مدى الفئة (ف) حيث أن التدرج الذي اعتمد عليه الانحرافات هنا قائم في جوهره على قسمة منتصفات الفئات على مدى الفئة كما بينا في الفصل السابق . وحينئذ تصبح المعادلة كما يلي :

$$ع = ف \sqrt{\frac{\sum \left(\frac{مجم ك}{ن} \right)^2}{2} - \frac{\left(\frac{\sum ك}{ن} \right)^2}{2}}$$

$$= ٥ \sqrt{\frac{\left(\frac{٢٤}{٥٠} \right)^2}{2} - \frac{\left(\frac{٢٣٠}{٥٠} \right)^2}{2}}$$

$$= ٤٣٧ \sqrt{٥} = ٢٠٩ \times ٥ = ١٠٤٥$$

كيف يمكن الاستدلال من الانحراف المعياري على التشتت ؟

يحدد مقدار الانحراف المعياري تشتت البيانات أو انتشارها أو اختلافها ، فعند المقارنة بين مجموعتين أو أكثر من البيانات يمكن القول أن البيانات ذات الانحراف المعياري الأكبر بينها تشتت أكبر، والعكس صحيح . ويوضح هذه الفكرة البيانات الواردة في الجدول رقم (٢٥) لثلاثة أفراد فقط .

جدول (٢٥) المقارنة بين البيانات في ضوء الانحراف المعياري

الأفراد	المجموعة الأولى		المجموعة الثانية		المجموعة الثالثة	
	س ١	س ٢	س ٢	س ٢	س ٣	س ٢
أ	٤	١٦	٨	٦٤	١٠	١٠٠
ب	٤	١٦	٢	٩	١	١
ج	٤	١٦	١	١	١	١
ن = ٣	مجم س = ١٢ ٤ = ١٢	مجم س = ٤٨ ٤ = ١٢	مجم س = ١٢ ٤ = ٢٢	مجم س = ٧٤ ٤ = ٢٢	مجم س = ١٢ ٤ = ٣٢	مجم س = ١٠٢ ٤ = ١٠٢

مرة أخرى فإن متوسطات هذه المجموعات الثلاث متساوية ($\epsilon = 0$) ،
ومع ذلك لا يمكننا الحكم على هذه المجموعات بالتطابق . وهذا الحكم
لا يمكن الوصول اليه الا اذا تطابقت بيانات المجموعات الثلاث أيضا
في الانحراف المعياري . الا أن هذا غير صحيح ، كما يتضح من حساب
الانحراف المعياري لكل مجموعة على النحو الآتي :

$$s_1 = \sqrt{\frac{48}{3} - \frac{(\sum x)^2}{n}} = 1.4$$

$$s_2 = \sqrt{\frac{74}{3} - \frac{(\sum x)^2}{n}} = 2.94$$

$$s_3 = \sqrt{\frac{102}{3} - \frac{(\sum x)^2}{n}} = 3.24$$

وعليك أن تستنتج أي المجموعات أقل تجانساً وأكثر تشتتاً
وانتشاراً . كما يمكنك إجراء نفس المقارنة بين نفس المجموعات
التي بدأنا بها هذا الفصل .

خصائص الانحراف المعياري :

يتسم الانحراف المعياري بمجموعة من الخصائص الهامة نلخصها
فيما يلي :

(١) لا يتأثر الانحراف المعياري بالتحويلات الخطية التي تطرأ
على الدرجات الأصلية (أي استخدام مقدار ثابت في جميع الدرجات
عن طريق الجمع أو الطرح أو الضرب أو القسمة) . وفي هذا يختلف
الانحراف المعياري عن المتوسط الذي يتأثر بذلك كله ، كما سبق أن
بيننا في الفصل السابق .

والسبب في ذلك أن الانحراف المعياري هو مؤشر على المسافة بين
كل درجة وأخرى فإن مثل هذه التحويلات الخطية لا تؤثر مطلقاً في هذه
المسافات البينية . ولتوضيح ذلك نفرض أن لدينا الدرجات الثلاث

الآتية : ٢ ، ٤ ، ٥ فان المسافة بين الدرجة الأولى والثانية هي نقطتان ، وبين الدرجة الثانية والثالثة نقطة واحدة. فإذا أخذنا ١٠ درجات الى كل من هذه القيم الثلاث تصبح على التوالي ١٢ ، ١٤ ، ١٥ ، ومع ذلك تظل المسافات البينية ثابتة ، وبالمثل لو طرحنا درجة من كل منها فتصبح ١ ، ٣ ، ٤ . وبالطبع فان هذه الخاصية مفيدة في تسهيل عمليات حساب الانحراف المعياري ، فيستطيع الباحث أن يطرح مقداراً ثابتاً من جميع الدرجات اذا كانت كبيرة ، أو يضربها في مقدار ثابت اذا كانت مؤلفة من كسور عشرية (وكذلك بالجمع والقسمة اذا تطلب الأمر ذلك) الا أننا بالطبع في حاجة الى تصحيح قيمة الانحراف المعياري المحسوب بتحويله عن طريق العملية المستخدمة مع الدرجات الأصلية (أي بالجمع أو الطرح أو الضرب أو القسمة باستخدام نفس المقدار الثابت) .

(٢) الانحراف المعياري باعتباره يعبر عن مسافة بين كل درجة وأخرى - كما بينا في النقطة السابقة - يمكن استخدامه في تحويل المقياس الى النوع الذي يسمى بمقياس المسافة (راجع الفصل الثاني) حين تصبح مسافات الدرجات عن المتوسط أو انحرافاتهما عنه مساوية في الواقع ليوحدات من الانحراف المعياري . وفي هذه الحالة يمكن المقارنة بين مختلف مقاييس المسافة على نحو مطلق يتجاوز القيسم الأصلية للدرجات (الدرجات الخام raw scores) . ويوضح المثال الآتي ذلك :

لنفرض أن أحد الباحثين طبق اختبارين تحصيليين على مجموعة من التلاميذ وحسب المتوسط والانحراف المعياري للدرجات فيهما فكانت البيانات كما يلي :

$$١٨ = ٢٤ \quad ٤٠ = ٢٢ \quad ٢ = ١٤ \quad ١٠ = ١٢$$

فهو يمكن المقارنة بين الدرجتين الخامتين اللتين حصل عليهما

التلميذ (هـ) في الاختبارين وكانت $١٢ = ١٢$ ، $٢٢ = ٢٢$ ؟

ان النظر السطحي لهاتين الدرجتين الخامتين قد يوحي للمبرء بأن هذا التلميذ أكثر تفوقا فى الاختبار الثانى (لدرجته الخام فيه ٢٢) منه فى الاختبار الأول (الذى حصل فيه على الدرجة الخام ١٢) .
الا أن هذا الحكم غير صحيح اذا تم تحويل الاختبارين الى مقياس مسافة .

كيف يمكن تحويل الاختبار الى مقياس مسافة ؟ لايمكن أن يتم ذلك الا أصبحت مسافات الدرجات الخام أو انحرافات عنها وحدات أو أجزاء أو مضاعفات من مسافة ثابتة والتي تسمى فى هذه الحالة الدرجة المعيارية Standard Score والتي تحسب بالمعادلة الآتية :

$$\text{الدرجة المعيارية} = \frac{\text{الدرجة الخام} - \text{المتوسط}}{\text{الانحراف المعياري}}$$

فإذا رمزنا للدرجة المعيارية بالرمز (د) تصبح المعادلة كما يلى :

$$D = \frac{X - M}{E}$$

ولعل القارئ يلاحظ أن بسط هذه المعادلة المعبر عن مسافة الدرجة الخام عن المتوسط (س - م) هو نفسه المقدار (ح) أو الانحراف عن المتوسط الذى استخدمناه بالفعل فى حساب الانحراف المعياري لمجموعة الدرجات . وقسمة هذا المقدار على الانحراف المعياري نفسه يحول هذه الانحرافات الخام الى أجزاء من هذه القيمة المعيارية أو مضاعفاتها ، وحينئذ تتحدد مسافات الدرجات الخام عن المتوسط بصورة مطلقة تعلق للمقارنة بين مختلف المقاييس من ناحية ومختلف الأفراد من ناحية أخرى .

لنعد الى مثالنا السابق ، ونحول الدرجتين الخام س_١ ، س_٢

الى درجتين معياريتين . انما حينئذ نحصل على القيم الآتية :

$$1 + = \frac{10 - 12}{2} = \frac{1^4 - 1^3}{1^4} = 1^4$$

$$1 - = \frac{40 - 32}{8} = \frac{2^4 - 2^3}{2^4} = 2^4$$

أى أن $1 + = 1^4$ ومعنى ذلك أن الدرجة الخام (س) تنحرف عن متوسطها بالزيادة (ايجابا) بما يساوى مسافة مقدارها انحراف معيارى كامل . أما $1 - = 2^4$ فتساوى (-) ومعنى ذلك أن الدرجة الخام (س) تنحرف بالنقص (سلبا) بما يساوى نفس المسافة . وهكذا فهذا التلميذ أكثر تفوقا فى الاختبار الأول عنه فى الاختبار الثانى .

وهكذا نلاحظ أن الدرجات المعيارية (الدالة على المسافات المتساوية فى مقاييس المسافة) قد تكون موجبة أو سالبة ، وقد تساوى الصفر اذا تساوت الدرجة الخام مع المتوسط . وللتأكد احسب الدرجة المعيارية للتلميذ (و) فى الاختبارين اذا كانت درجته الخام فى الاختبار الأول = 10 ودرجته الخام فى الاختبار الثانى = 40 ومعنى ذلك أن الدرجة الخام الصفرية تدل فى هذه الحالة على الأداء المتوسط .

كما يمكن للدرجة المعيارية أن تكون جزءا من الواحد الصحيح (أى كسرا عشريا) كما قد تكون أحد مضاعفات الواحد الصحيح . ولتوضيح ذلك احسب الدرجات المعيارية للدرجات الخام الآتية فى الاختبار الأول :

$$11 , 14 , 9 , 16 , 13 , 8$$

وكذلك احسب الدرجات المعيارية للدرجات الخام الآتية فى الاختبار الثانى :

$$56 , 36 , 64 , 16 , 52$$

ولعلك تتأمل مثلا الدرجة المعيارية المقابلة للدرجة الخام
١٦ في كل من الاختبارين ، وتفسر معناها في الحالتين .

وبالطبع يمكن للمقارنة أن تتم بين الأفراد . ومثال ذلك أن
تحسب الدرجات المعيارية للأفراد أ ، ب ، ج في الاختبار الأول والتي
تقابل درجاتهم الخام فيه التي تساوي : ٩ ، ١٠ ، ١٢ . ماذا تستنتج
من ذلك ؟ .

(٣) يتأثر الانحراف المعياري بالعوامل التي يتأثر بها
المتوسط ، فهو - شأنه شأن المتوسط - حساس للموضع الذي تحتله كل
درجة في التوزيع فإذا انتقلت الدرجة بحيث تصبح أكثر انحرافا عن
المتوسط فإن الانحراف المعياري في هذه الحالة يصبح أكبر من قبل .
أما إذا انتقلت الدرجة بحيث تصبح أقرب إلى المتوسط فإن الانحراف
المعياري يقل مقداره .

كما أن الانحراف المعياري حساس أيضا إلى وجود أو غياب الدرجات
المتطرفة في التوزيع ، ولذلك لا يوصى باستخدامه - كما هو الحال أيضا
في المتوسط - إذا كان التوزيع يتضمن بضعة حالات من الدرجات المتطرفة
تطرفا شديدا ، أو كان التوزيع ملتويا التواء شديدا .

والانحراف المعياري أيضا - شأنه في ذلك شأن المتوسط - يمثل
مربعه (أي التباين) أقل مربع يمكن الحصول عليه ، وبذلك تتوافر
فيه خاصية المربعات الصغرى التي لها أهمية تعوى في كثير من
الطرق الاحصائية كما سنبين فيما بعد .

وكذلك فإن الانحراف المعياري يتفق مع المتوسط في أنه أكثر
مقاومة لتقلبات العينات ، ولهذا اعتمد على هاتين الاحصائيتين
في المفاهيم الأساسية للاحصاء الاستدلالي كما سنبين فيما بعد أيضا .

التباين

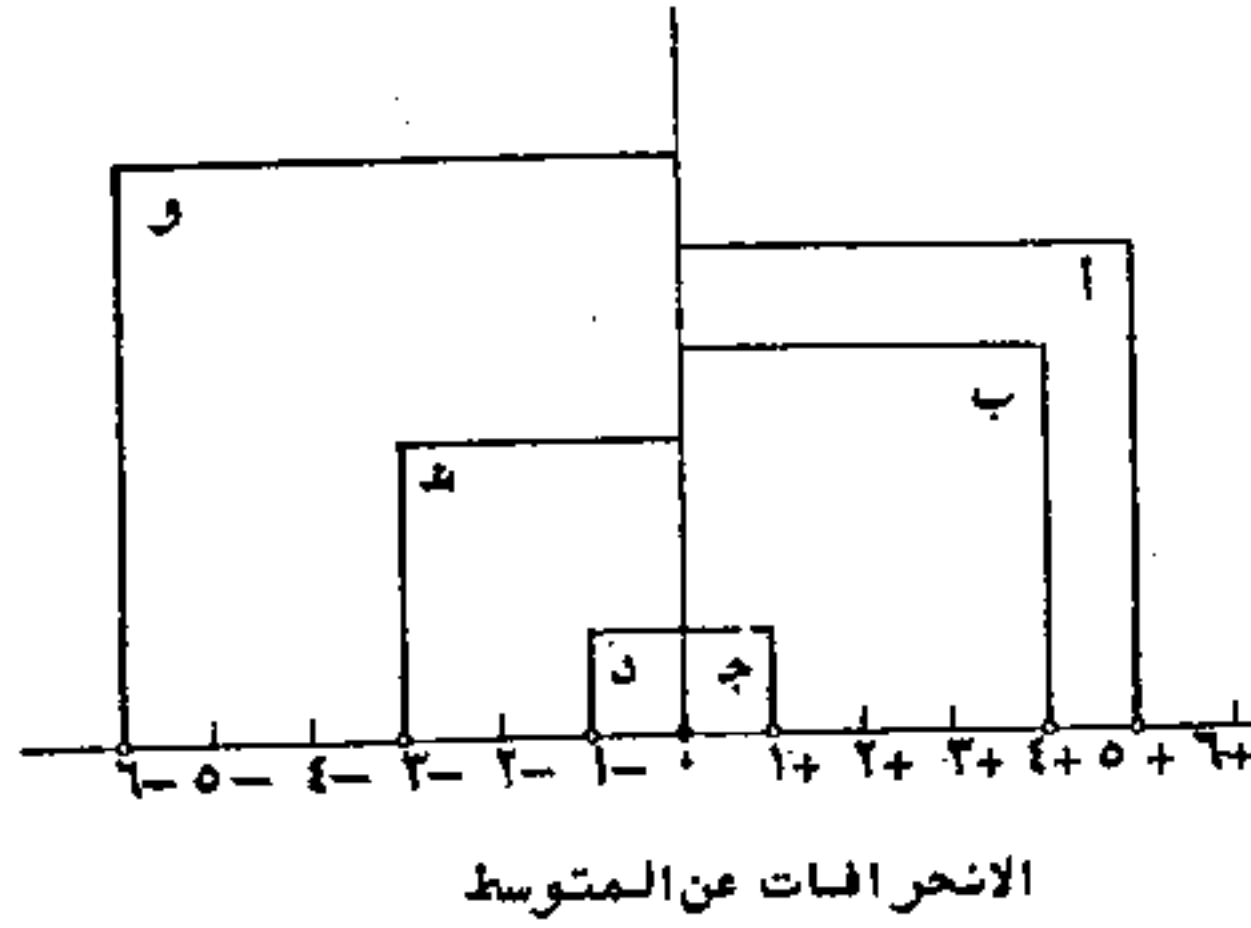
التباين هو مربع الانحراف المعياري ، أو هو متوسط مربعات انحرافات الدرجات عن المتوسط ، ويتم التعامل مع مربعات الانحرافات لأنها تصلح للمعالجة الجبرية كما بينا . فلا يمكن الحصول على مقياس للتشتت أو الانتشار أو الاختلاف من الانحرافات ذاتها لأن مجموعها الحتمي صفر في أي توزيع . وبالمطبع هناك حلول للوصول الى مقاييس للتشتت من الانحرافات المطلقة (باهمال الاشارات الجبرية) كما بينا* الا أن مثل هذه الانحرافات المطلقة ثبت أنها غير مفيدة في أي تطوير أو معالجة رياضية . أما التعامل مع مربعات الانحرافات فإنه يمكن المباحث من تطبيق أنواع عديدة من احصاءات المربعات المعقري والتي لها أهميتها وفائدتها في عدد من البراهين الرياضية المطلوبة لتطوير الطرق الاحصائية .

* استخدمت طرق أخرى في تقدير التشتت لعل أشهرها الطرق الخمسة التي اقترحها ايرى G.B. Airy عام ١٨٦١ وهي المعامل C (Modulus, C.) والخطأ المتوسط ، ومتوسط المربعات ، وخطأ المربعات والخطأ المحتمل . الا أن الفضل في افتراح مفهوم الانحراف المعياري يرجع الى كارل بيرسون في محاضرة القاها بالجمعية الملكية البريطانية عام ١٨٩٣ ، الا أن الصيغة الشكلية لحسابه تعود في مطلع القرن العشرين الى جوست Gosset (الذي شاعت اسهاماته باسمه المستعار Student) .

وبالمطبع فإن طريقة الانحراف المتوسط التي أشرنا اليها (والتي تعتمد على الجمع المطلق للانحرافات مع تجاهل اشاراتها الجبرية) له بعض المعنى لأننا نكون في حاجة الى معرفة "مقدار" انحراف الدرجات عن المتوسط بعرف النظر عما اذا كانت هذه الانحرافات أعلى أو أدنى من المتوسط . وبالتالي فإن للطريقة مشروعية منطقية ، وتتسم بالبساطة والادراك السهل لمعناها ، الا أنها لا تلعب أي دور في تطوير الطرق الاحصائية التالية ، وهنا تكون الأهمية القصوى للانحراف المعياري ومربعة (التباين) .

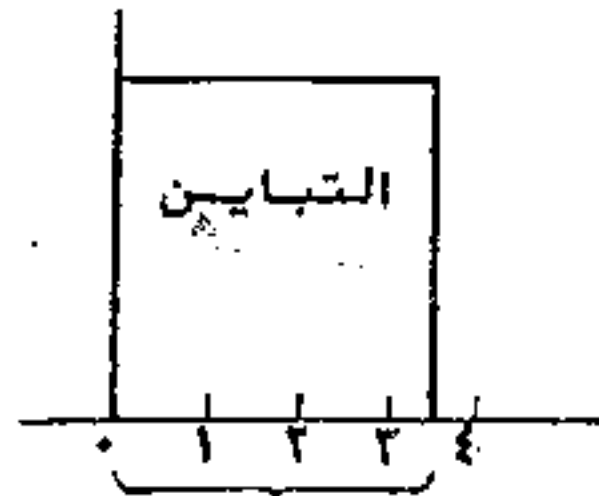
وعلى الرغم من أن التباين يسهل التعامل معه رياضياً إلا أن جذره التربيعي (أى الانحراف المعياري) له خصائص أكثر جاذبية . فالانحراف المعياري يتم التعبير عنه بنفس الوحدات التي تستخدم في المقياس نفسه . فإذا حملنا على انحراف معياري مقداره ٥ لاختبار مؤلف من ٤٠ مفردة فإن ذلك يسمح بتفسير سهل لمقدار الاختلاف أو التشتت في مجموعة معينة من الدرجات (أى توزيع معين) . وأحيانا يصعب التفكير في ضوء التباين . ففي المثال السابق نجد أن التباين ٢٥ يصعب تفسيره بالنسبة لدرجات الاختبار المشار إليه . ومع ذلك فإن التباين يستخدم كثيرا في الطرق الاحصائية المتعددة ، أما الانحراف المعياري فيستخدم غالبا في " خلع المعنى " على مقدار الاختلاف . وطالما أن أحدهما يقبل التحويل للآخر فإن استخدام أحدهما في سياق معين هو مسألة ملاءمة ومواءمة .

وإذا كان التباين هو مربع الانحراف المعياري ويمكن الحصول عليه مباشرة من المعادلة الأساسية لحساب الانحراف المعياري قبل استخراج الجذر التربيعي ، فإن هناك مفهوما إحصائيا آخر له أهميته البالغة في الطرق الاحصائية المتقدمة (وخاصة تحليل التباين) وهو مجموع المربعات Sum of Squares ، ويمكن الحصول عليه أيضا من المعادلة الأساسية لحساب الانحراف المعياري . ويدل مفهوم مجموع المربعات على مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط (مج ٢) . وفي هذا العدد نشير أيضا إلى أن مفهوم التباين يشار إليه أحيانا (وخاصة في أسلوب تحليل التباين) باسم متوسط المربعات mean Squares لأنه - كما سبق أن أشرنا - عبارة عن متوسط مربعات الانحرافات (والانحراف المعياري هو الجذر التربيعي لهذا المتوسط) . ويوضح الشكل رقم (٢٠) العلاقة الهندسية بين الانحرافات عن المتوسط ومربعات هذه الانحرافات .



الشكل (٢٠) العلاقة الهندسية بين الانحرافات عن المتوسط ومربعاتها

وفي هذا الشكل تمثل الانحرافات في صورة مسافات على خط مستقيم بعيدا أو قريبا ، زيادة أو نقصا، عن نقطة المتوسط المرجعية أو المعيارية (وهي هنا الصفر) . أما مربعات الانحرافات فتتمثل بمساحات (ولعلك تذكر أن المربع كشكل هندسي هو مساحة) . وفي هذا السياق فإن مجموع المربعات يمكن تمثيله هندسيا أيضا على أنه المساحة التي تساوي مربع المسافة الكلية الدالة على جميع هذه المساحات . وهذا السطح يتألف من ٨٨ وحدة (التي تساوي مجموع مربعات الانحرافات في الشكل) ، وكل وحدة تساوي في حجمها تلك التي تمتد من الشخصين أ ، و . وبقسمة هذه المسافة الكلية على عدد الأفراد (ن) نحصل على مساحة مقدارها (ع^٢) أي التباين كما هو موضح أيضا في الشكل رقم (٢١) . وفي هذا الشكل فإن خط الأساس يسدل على الانحراف المعياري .



الشكل (٢١) العلاقة الهندسية بين الانحراف المعياري والتباين

الفصل التاسع

معامل الارتباط التتابعى لبيرسون

إذا كانت بيانات النسبة والمسافة تحتاج فى وصف نزعتها —————
المركزية الى المتوسط ، وفى وصف نزعة التشتت (أو الانتشار أو
الاختلاف) فيها الى الانحراف المعياري (ومربعه التباين) فـ —————
تنشأ ظروف تحتاج أيضا الى وصف العلاقة بين بيانات متغيرين أو أكثر ،
ويستخدم فى هذه الحالة مفهوم احصائى هام هو معامل الارتباط
Correlation Coefficient .

وقد أشرنا الى معنى معامل الارتباط فى الفصل الثالث من هذا
الكتاب عند حديثنا عن المنهج الارتباطى باعتباره أحد أنواع المنهج
شبه التجريبي . ويمكن للقارىء الرجوع الى هذا الفصل للحصول على
المعنى الأساسى لهذا المفهوم . كما يمكن للقارىء الرجوع الى الفصل
الخامس لتتبع تاريخ فكرة الارتباط ابتداءً من فرنسيس جالتون وحتى
كارل بيرسون . وسوف نركز فى هذا الفصل على الارتباط كمفهوم احصائى .

التغاير والارتباط :

إذا كان التباين — كما أشرنا فى الفصل السابق — هو متوسط
مربعات الانحرافات عن متوسط متغير معين فان هناك مفهوما احصائيا
لا يقل أهمية عنه هو التغاير Covariance (الذى يسمى أحيانا
التباين المتلازم) .

ويعرف التغاير (٢١٤) بأنه متوسط حاصل ضرب مجموعتين متناظرتين
من الانحرافات . وبهذا المعنى فانه يعبر عن مدى التلازم فى الاتساق
أو الاختلاف فى انحرافات المتغيرين . والتغاير بهذا المعنى هو جوهر
معنى العلاقة بين المتغيرين ، والذى يقاس بمعامل الارتباط . ويمكن
التعبير عن التغاير بالمعادلة الآتية :

$$\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n} = s^2$$

حيث أن :

$$s^2 = \text{تغاير انحرافات المتغيرين ١ ، ٢}$$

$$s^2 = \text{انحرافات درجات المتغير الأول عن متوسطها .}$$

$$s^2 = \text{انحرافات درجات المتغير الثاني عن متوسطها .}$$

$$\sum (x_i - \bar{x})^2 = \text{مجموع حاصل ضرب الانحرافات المتناظرة .}$$

$$n = \text{عدد الأزواج (حيث لكل فرد درجتان متناظرتان في}$$

المتغيرين أو لكل فرد في المتغير نظير له تعامسا

في المتغير الثاني) .

وهو بهذا المعنى هو متوسط حاصل ضرب الانحرافات المتناظرة في المتغيرين *.

وسوف نتضح العلاقة الجوهرية بين التغاير والارتباط من فحص المعادلة الأساسية لمعامل الارتباط .

المعادلة الأساسية لحساب معامل الارتباط :

يتلخص الأساس الإحصائي لحساب معامل الارتباط في تحديد درجة التغير في أحد المقياسين مقترنا بالتغير في المقياس الثاني . وبما أن الدرجات الأصلية في مورتها الخام كما نحصل من المقاييس لاتعطي لهذه المقارنة لهذا لابد من تحديد وحدات متساوية لها . وأفضل طريقة لذلك هي تحويل هذه الدرجات الخام الى درجات معيارية حتى ترد القيم الى هذه الدرجات ذات الأساس المشترك والذي يتلخص في أن متوسطها صفر وانحرافها المعياري واحد صحيح ، فهي تجعل جميع المقاييس ذات نقطة بداية واحدة ، ولها وحدات قياس متساوية (وحدات انحراف معياري) . وبذلك تصبح المعادلة الأساسية بمعامل الارتباط (ر) هي :

* من هذه المعادلة يتضح أن التغاير يتشابه في الشكل مع التباين ، فإذا غيرنا الرمز (ص) في بسط المعادلة ليصبح (س) في الحالتين فإننا نحصل في هذه الحالة على (ح) ، وبالعكس إذا غيرنا الرمز (س) ليصبح (ص) في الحالتين نحصل على (ح) . ومعنى ذلك أن التباين هو في جوهره تغاير متغير واحد بينما التغاير هو تباين متلازم الحدوث في متغيرين .

$$r = \frac{\sum (x_i \times y_i)}{n}$$

حيث يدل الرمز x على الدرجة المعيارية في المتغير الأول (س) ،
 y على الدرجة المعيارية في المتغير الثاني (ص) .
 ويدل r على معامل الارتباط .

ويصبح معامل الارتباط في جوهره هو متوسط حاصل ضرب الدرجات المعيارية المتناظرة في المتغيرين .

وتعتمد فكرة هذه المعادلة في ذلك (عبد المنعم الشافعي ١٩٤٥) على أنه في حالة الارتباط الشديد بين المتغيرين (س ، ص) فإن ذلك يعني أنه لو تغيرت (س) وزادت زيادة كبيرة (أو نقصت نقصا شديدا) وانحرفت بذلك عن المتوسط الحسابي انحرافا كبيرا ، كان ذلك مصحوبا بتغير كبير أيضا في (ص) وانحراف كبير عن متوسطها الحسابي كذلك . وينتج عن ذلك أن يكون حاصل ضرب هذه الانحرافات كبيراً (موجبا أو سالبا) .

وكذلك إذا تغيرت (س) بمقدار صغير فقط ، كان التغير في (ص) صغيرا أيضا بحكم الارتباط الكبير بينهما ، وكان حاصل ضرب الانحرافين صغيرا ، ولكن هذا الحاصل الصغير يكون فقط في الحالات التي تكون فيها قيم (س) ، (ص) قريبة من المتوسطين ، وعلى العموم يكون متوسط حواصل ضرب الانحرافات كبيرا في حالة الارتباط الكبير ، وبالعكس يمكن لهذا المتوسط أن يكون موجبا أو سالبا .

أما إذا كان الارتباط ضعيفا ، وكانت كل من (س) ، (ص) يتغير مستقلا عن الآخر فيمكن أن تكون (س) كبيرة جدا وانحرافها عن متوسطها كبيرا جدا ، دون أن يظهر تغير مماثل في (ص) لضعف العلة بينهما ، ولذلك يكون حاصل ضرب انحراف (س) ، (ص) صغيرا ، ويكون متوسط

حوامل الضرب هذه مغيرا وقد يقترب من الصفر وفي هذه الحالة يعبر عن عدم وجود العلاقة .

وعلى ذلك يعد متوسط حامل ضرب انحرافى (س)، (ص) ——— متوسطيهما الحسابيين مقياسا للارتباط بينهما ، كما يحدث فى الفيزيكا حين تتحدد قوة الجاذبية بين جسمين بالتناسب بين حاصل ضرب كتلتيهما ، وبين قطبين مغناطيسيين بحاصل ضرب شدتيهما .

وقد صاغ هذا المعامل لأول مرة العالم الانجليزى كارل بيرسون وأسماه " معامل حاصل ضرب العزوم للارتباط " Product-moment Correlation Coefficient والذي يسميه المرحوم الأستاذ الدكتور فؤاد البهى السيد بمعامل الارتباط التتابعى لبيرسون ، وقد آثرنا استخدام هذه التسمية على غيرها فى هذا الكتاب .

معنى الارتباط :

يجب التنبه الى أن الارتباط بين متغيرين معناه أن التغير فى أحدهما يكون عادة مصحوبا بتغير فى الآخر ، وأنه توجد علاقة معينة بين اتجاهى التغير فيهما ايجابا وسلبا .

كما يجب التنبه أيضا الى أن الارتباط بين ظاهرتين متغيرتين ليس دليلا على أن احدهما نتيجة للآخرى ، أو أن التغير فى واحدة تابع للتغير فى الأخرى ولا ينشأ الا بسببه . بل هو يشير فقط الى احتمال وجود هذه العلاقة . لأن هذه العلاقة ما هى الا نوع خاص من أنواع العلاقات التى يدل الارتباط على وجودها . وهذه الأنواع المختلفة للعلاقات تتمثل فيما يأتى :

(١) حالة العلاقة السببية المباشرة أى أن يكون أحد المتغيرين نتيجة مباشرة للمتغير الآخر كالعلاقة بين نظام معين للتعزير وكفاءة التعلم .

- (٢) حالة العلاقة السببية غير المباشرة ، كأن يكون أحد المتغيرين سببا غير مباشر للثاني يؤثر فيه بواسطة متغير ثالث أو أكثر، كالعلاقة بين الطول والوزن في بحوث النمو ، فهذه العلاقة تنشأ عن متغير ثالث هو العمر الزمني أو الصحة الجسمية .
- (٣) حالة أن يؤثر عامل واحد في المتغيرين معا ، وفي ذلك يكون كل من المتغيرين المرتبطتين نتيجة عامل آخر ثالث مشترك بينهما يؤثر فيهما في وقت واحد فيكون التغيير في أحدهما معجوبا بالتغيير في الآخر . مثال ذلك الارتباط بين أسعار سلعتين تمتلكها طبقة معينة من السكان فان أسعارهما تكون مرهونة بالحالة الاقتصادية لهذه الطبقة . أو ارتباط أسعار السلعتين بأسعار النقل .
- (٤) حالة أن تكون بعض العوامل مشتركة بين المتغيرين ومن ذلك مثلا لو اختبرنا عددا من التلاميذ في مادتين مثل جغرافيا العالم الاسلامي وتاريخ العالم الاسلامي فاننا نجد الارتباط شديدا بين درجات هاتين المادتين والسبب في ذلك أن الأداء في الاختبارين يوجد فيه بعض العوامل المشتركة .

وهكذا فان الارتباط بين المتغيرين لا يكفي وحده لتحديد طبيعة العلاقة بينهما ، ولا بد لتحديد هذا من مزيد من التأمل النظري والبحث التجريبي حول طبيعة هذه العلاقة وهي لاتخرج عن الأنواع الأربعة السابقة .

التعبير عن العلاقة بين المتغيرين بالرسم البياني :

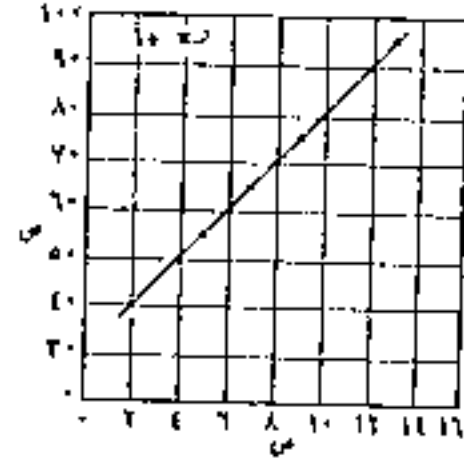
يمكن التعبير عن العلاقة بين المتغيرين باستخدام ما يسمى شكل الانتشار Scatter Plot ، ويمكن الحصول عليه مباشرة من جدول المتغيرين لنفس المفحوصين كما هو الحال في الجدول رقم (٢٦) الذي يمثل درجات ١٠ أطفال في كل من الوزن والطول .

جدول (٢٦) درجات ١٠ أطفال في الوزن بالكيلو جرام والطول بالمستقيم

الطفل	أ	ب	ج	د	هـ	و	ز	ح	ط	ي	المتغير عن المتغير بالرمز
الوزن (كجم)	٢	٤	٥	٦	٧	٨	٩	١٠	١٢	١٣	س
الطول (سم)	٤٠	٥٠	٥٥	٦٠	٦٥	٧٠	٧٥	٨٠	٩٠	٩٥	ص

ويمكن تحويل هذا الجدول إلى شكل انتشار كما هو الحال لـ

الشكل رقم (٢٦) -

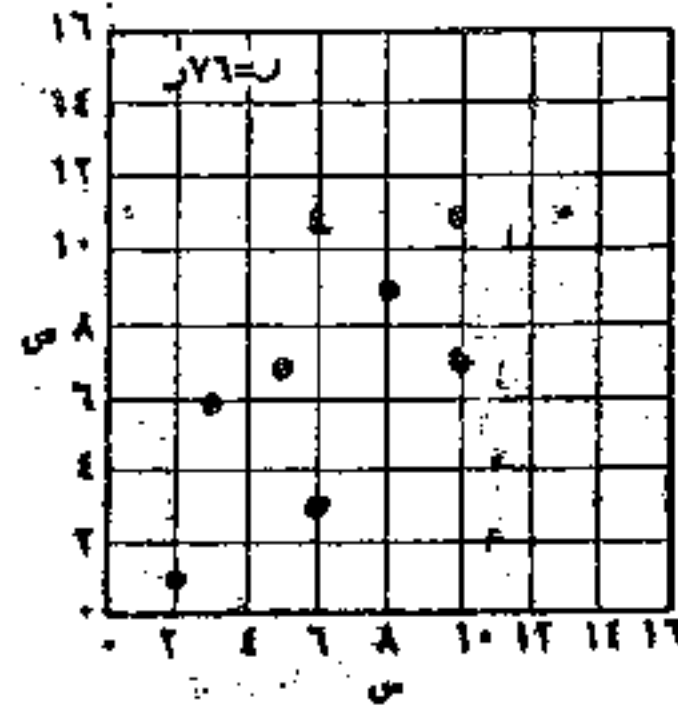


الشكل رقم (٢٦) علاقة موجبة كاملة بين متغيرين

ولعلك لاحظت من بيانات الجدول والرسم البياني المتبادلين أن نسبة لكل من زوج من الدرجات حمل عليها كل طفل (في كل من الوزن والطول) يمكن القول أن كل درجة حمل عليها الطفل في المتغير (س) أي الطول تزيد عن درجته في المتغير (ص) أي الوزن بنسبة ثابتة . لذا زادت درجة الطفل في الوزن بمقدار كيلو جرام واحد يضاف ذلك زيادة في الطول ملاذاتها ٥ سنتيمترات وكذلك التفسير . ولهذا جعلنا على شكل خط مستقيم كامل . وهذا الخط يدل على علاقة موجبة كاملة تدل على أن الزيادة في المتغير (س) تنافرها زيادة بنفس النسبة في المتغير (ص)

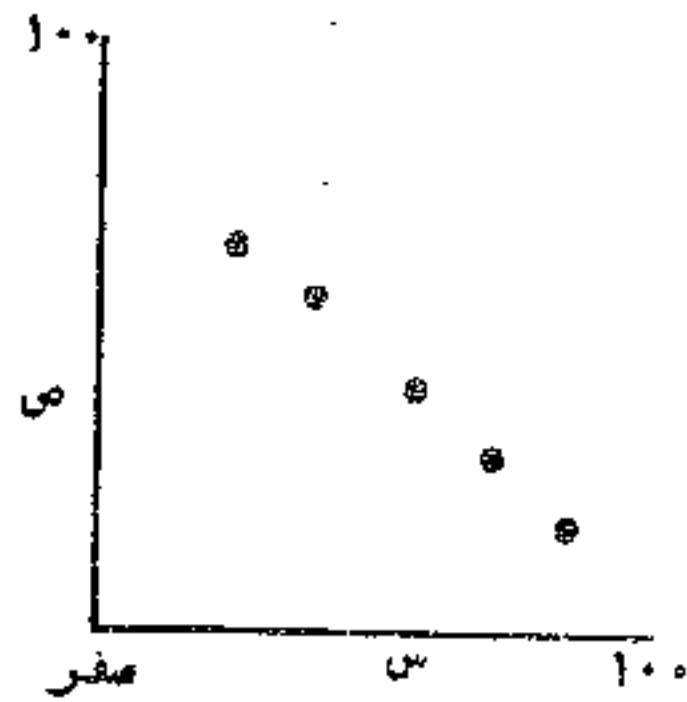
والنقص في المتغير (س) يناظره نقص بنفس النسبة في المتغير (ص)، وهذه العلاقة يعبر عنها بمعامل الارتباط (+١) وهو أقصى معامل يمكن الحصول عليه ، فلا يمكن لمعامل الارتباط أن يتجاوز الواحد الصحيح سلبا أو ايجابا ، ويعبر عن علاقة حتمية ، أى أن المفحوص الذى يكون له وزن معين فان من المحتم أن يكون طوله محددا، وكذلك يمكن استنتاج الطول من الوزن . هل تستطيع أن تستنتج من الشكل وزن طفل طولـه ٤٥ سم ، وطول طفل وزنه ١١ كيلو جراما ؟ وبالطبع فان المثال الذى أوردناه يستحيل حدوثه في العلم ، وخاصة في العلوم الانسانية والاجتماعية ، فمعاملات الارتباط دائما فيها أقل من الواحد الصحيح .

والآن تأمل الشكل رقم (٢٢) الذى يمثل شكل الانتشار لمتغيرين أحدهما درجات ١٠ تلاميذ في اختبار في فهم القراءة (س) والثانى درجات اختبار في المحصول اللغوى (ص) . فاذا نستنتج من هذا الرسم أن الشكل بالطبع ليس خطا مستقيما كما هو الحال في الشكل السابق . ومع ذلك نلاحظ بصفة عامة أن الشخص الذى يحصل على درجة عالية فى المتغير (س) أى فهم القراءة يحتمل أن يحصل على درجة عالية فى المتغير (ص) أى الحصول اللغوى ، كما أن الشخص الذى يحصل على درجة منخفضة فى (س) يحتمل أن يحصل على درجة منخفضة فى (ص) أيضا . وهذا النوع من العلاقات يسمى العلاقة الجزئية الموجبة ، وحين نحسب كمعامل ارتباط يكون مقدارها كثيرا عشريا أعلى من الصفر وأقل من الواحد الصحيح وتكون اشارته الجبرية موجبة .



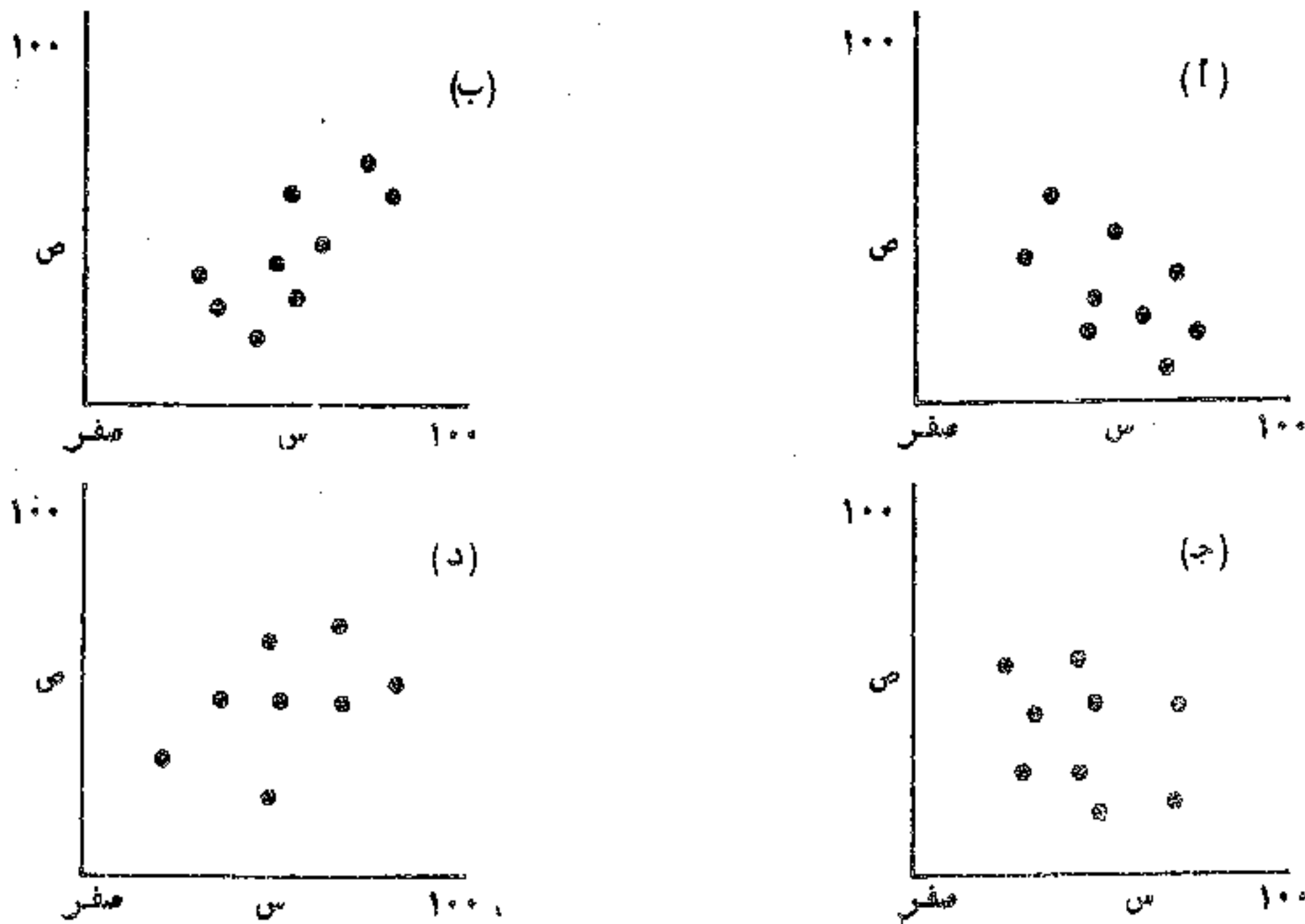
الشكل (٢٢) علاقة موجبة جزئية بين متغيرين

وبالطبع يمكن للعلاقات أن تكون سالبة ، فمعامل الارتباط السالب التام أو الكامل (١-) يعبر عن علاقة حتمية بين المتغيرين في اتجاه عكس العلاقة الموجبة التامة . وهو نادر الحدوث في العلم عادة ، ان لم يكن مستحيلا في العلوم الانسانية والاجتماعية . ولعل أقرب الأمثلة التي توضح العلاقة بين حجم الغاز (س) وضغطه (ص) ، فمن المعروف أن الزيادة في حجم الغاز (س) تؤدي إلى قلة الضغط (ص) ، والنقص في الحجم يؤدي إلى زيادة الضغط . ويمكن التعبير عن هذه العلاقة بالشكل رقم (٢٣) .



الشكل (٢٣) علاقة سالبة كاملة

أما العلاقات الجزئية فقد تكون موجبة - كما أشرنا - أو سالبة ، وقد تكون كبيرة أو صغيرة ، ويتحدد اتجاه العلاقة بالإشارة الجبرية لمعامل الارتباط عند حسابه ، أما حجم العلاقة فيحدد في ضوء مقدار الكسر العشري المحسوب ، وبالطبع فإنه كلما ابتعدت العلاقة عن الصفر واقتربت من الواحد الصحيح تكون أكبر . ويوضح الشكل (٢٤) علاقات جزئية موجبة وسالبة ، كبيرة وصغيرة .

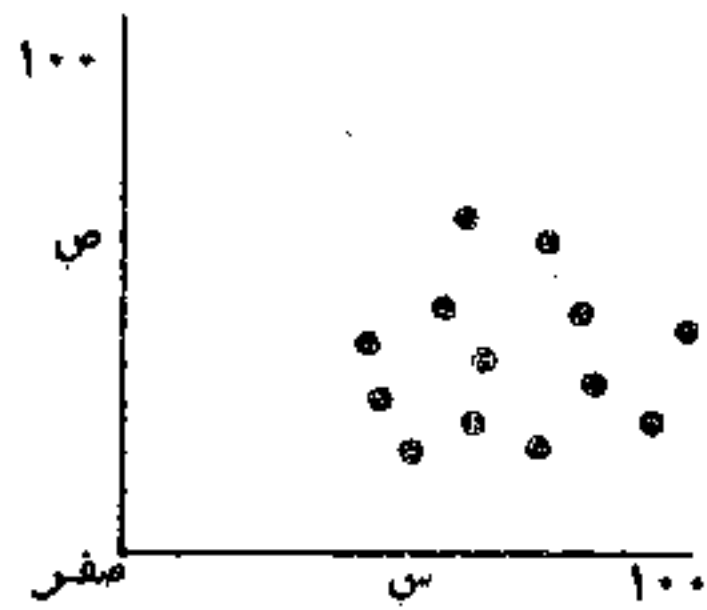


الشكل (٢٤) علاقات جزئية مختلفة (أ) علاقة جزئية موجبة كبيرة ($r = +0.74$) ،
 (ب) علاقة سالبة كبيرة ($r = -0.42$) ، (ج) علاقة جزئية موجبة صغيرة
 ($r = +0.22$) ، (د) علاقة جزئية سالبة صغيرة ($r = -0.22$)

وهذه العلاقات الجزئية هي الأكثر شيوعاً في البحوث العلمية عامة ،
 والبحوث النفسية والتربوية والاجتماعية خاصة .

وقد تكون العلاقة بين المتغيرين صفيرية ، وحينئذ تعبر عن عدم
 وجود علاقة بين المتغيرين ومن أمثلة ذلك العلاقة بين طول القامة
 والذكاء . والعمر هنا لا يقصد بها العمر بمعناه الرياضي المعتاد ،
 وإنما يدل على أن معامل الارتباط ليست له دلالة احصائية مهما كان
 مقداره . وسوف نتناول مفهوم الدلالة الاحصائية للاحصاءات المختلفة

(ومنها معامل الارتباط) في الفعل التالي . وحسبنا أن ننبه هنا إلى خطأ فادح شائع في كثير من البحوث الحديثة حين يفسر بعض الباحثين معامل الارتباط بأنه موجب أو سالب بينما هو غير دال إحصائياً . أن معامل الارتباط في هذه الحالة ليس الا صفراً ، ولا يحمل معنى العلاقة الموجبة أو السالبة بحال . ويوضح الشكل رقم (٢٥) علاقة صفريّة .



الشكل (٢٥) علاقة صفريّة ($r = 0.9$)

خلاصة لأنواع العلاقات :

في ضوء ما سبق يمكن تصنيف العلاقات في ضوء الشكل الآتي :

+ علاقة موجبة كاملة (محيط الدائرة وقطرها)	{	٩ر
		٨ر
		٧ر
		٦ر
		٥ر
		٤ر
		٣ر
		٢ر
		١ر
		صفر لا علاقة (طول الجسم والذكاء)
- علاقة سالبة كاملة (حجم الغاز وضغطه)	{	١ر-
		٢ر-
		٣ر-
		٤ر-
		٥ر-
		٦ر-
		٧ر-
		٨ر-
		٩ر-
		صفر لا علاقة (طول الجسم والذكاء)

الشكل (٢٦) أنواع العلاقات المختلفة بين المتغيرات

ونعرض فيما يلي للطرق المختلفة لحساب معامل الارتباط ، وهي جميعا مشتقة من المعادلة الأساسية .

أولا : حساب معامل الارتباط باستخدام المعادلة الأساسية :

المعادلة الأساسية لمعامل الارتباط تعتمد - كما أشرنا - على متوسط حاصل ضرب الدرجات المعيارية المتناظرة ، وتعاكس مرة أخرى على النحو الآتي :

$$r = \frac{\sum D_s \times D_v}{N}$$

ويوضح المثال الموضح في الجدول رقم (٢٧) هذه الطريقة ، وفيه درجات ١٠ تلاميذ في اختبارين أحدهما يقيس فهم القراءة (س) والثاني يقيس الذكاء اللفوي (ص) وفيه تم تحويل الدرجات الخام في الاختبارين إلى درجات معيارية حيث أن $M_s = 75$ ، $E_s = 3528$ ، $M_v = 80$ ، $E_v = 3795$.

جدول (٢٧) حساب معامل الارتباط بالمعادلة الأساسية
(متوسط حاصل ضرب الدرجات المعيارية المتناظرة)

الأفراد	س	ص	س	ص	د س × د ص
أ	٢	١	١٥٦ -	١٨٤ -	٢٨٧ +
ب	٣	٦	١٢٧ -	٥٢ -	٦٦ +
ج	٥	٧	٧١ -	٢٦ -	١٨ +
د	٦	٣	٤٢ -	٣٢ -	٥٥ +
هـ	٦	١١	٤٢ -	٧٩ +	٣٣ -
و	٨	٩	١٤ +	٢٦ +	٠٤ +
ز	١٠	٧	٧١ +	٢٦ -	١٨ -
ح	١٠	١١	٧١ +	٧٩ +	٥٦ +
ط	١٢	١٤	٢٧ +	٥٨ +	٢٠٠ +
ي	١٣	١١	٥٦ +	٧٩ +	٢٣ +
ن = ١٠	مجموع س = ٧٥ م = ٧٥ ع = ٣٥٢٨	مجموع ص = ٨٠ م = ٨٠ ع = ٣٧٩٥			مجموع د س = ٧٥٨ مجموع د ص = ٥١

* القيم العددية للمتغيرين (س) ، (ص) المستخدمة في حساب معامل الارتباط بالطرق الأربع الأولى عن (Guilford P. Frucher, 1978).

وبتطبيق المعادلة السابقة يصبح معامل الارتباط

$$r = \frac{708}{10} = 70.8 = 71 + \text{ر تقريباً}$$

ثانياً: حساب معامل الارتباط باستخدام الانحرافات المعيارية للمتغيرين :

يمكن تبسيط خطوات حساب معامل الارتباط بالاعتماد مباشرة على الانحرافات المعيارية للمتغيرين بدلاً من حساب الدرجات المعيارية التي تتطلب كثيراً من الجهد . ومعادلة حساب الارتباط باستخدام هذه الطريقة هي :

$$r = \frac{\sum (X_s \times Y_s)}{N \times \sigma_s \times \sigma_y}$$

وهي في جوهرها معادلة حساب الارتباط باستخدام الدرجات المعيارية وخامة إذا علمت أن $z = \frac{x - \bar{x}}{\sigma}$ أو $z = \frac{y - \bar{y}}{\sigma}$

ويوضح الجدول رقم (٢٨) حساب معامل الارتباط لبيانات الجدول السابق بهذه الطريقة .

جدول (٢٨) حساب معامل الارتباط بطريقة الانحرافات المعيارية

الأفراد	س	ص	ح _ص	ح _ص	ح _ص × ح _ص
أ	٢	١	- ٥ر	- ٧	+ ٢٨ر
ب	٣	٦	- ٤ر	- ٢	+ ٩ر
ج	٥	٧	- ٢ر	- ١	+ ٢ر
د	٦	٣	- ١ر	- ٥	+ ٧ر
هـ	٦	١١	- ١ر	+ ٢	- ٤ر
و	٨	٩	+ ٥ر	+ ١	+ ٥ر
ز	١٠	٧	+ ٢ر	- ١	- ٢ر
ح	١٠	١١	+ ٢ر	+ ٣	+ ٧ر
ط	١٢	١٤	+ ٤ر	+ ٦	+ ٢٧ر
ي	١٢	١١	+ ٥ر	+ ٣	+ ١٦ر
					مجم ح _ص ح _ص = ١٠٢ر

واذا علمنا أن $E_s = 3528$ ، $E_v = 2795$ فيمكننا تطبيق المعادلة السابقة وحساب معامل الارتباط على النحو الآتي :

$$r = \frac{102}{3528 \times 2795 \times 10} = \frac{102}{123382} = 0.76$$

ثالثاً: حساب معامل الارتباط باستخدام انحرافات المتغيرين عن متوسطيهما :

يمكن الوصول إلى مزيد من التبسيط في إجراءات حساب الارتباط وذلك بالتخلص نهائياً من استخدام الانحراف المعياري في المعادلة والاعتماد كلية على الانحرافات عن المتوسط ومربعات هذه الانحرافات وفيما يلي المعادلة :

$$r = \frac{\sum (x_s \times x_v)}{\sqrt{\sum x_s^2 \times \sum x_v^2}}$$

ويمكن حساب معامل الارتباط لبيانات الجدول السابق بهذه الطريقة على النحو الموضح في الجدول رقم (٢٩) .

جدول (٢٩) حساب معامل الارتباط بطريقة الانحرافات عن المتوسط

الأفراد	س	ص	ح ^١ ص	ح ^٢ ص	ح ^٢ ص	ح ^٢ ص
أ	٢	١	- ٥ ص	- ٧ ص	٢٠٢٥	٤٩
ب	٣	٦	- ٤ ص	- ٢ ص	٢٠٢٥	٤
ج	٥	٧	- ٢ ص	- ١ ص	٦٢٥	١
د	٦	٣	- ١ ص	- ٥ ص	٢٢٥	٢٥
هـ	٦	١١	- ١ ص	+ ٢ ص	٢٢٥	٩
و	٨	٩	+ ٥ ص	+ ١ ص	٢٢٥	١
ز	١٠	٧	+ ٢ ص	- ١ ص	٦٢٥	١
ح	١٠	١١	+ ٢ ص	+ ٢ ص	٦٢٥	٩
ط	١٢	١٤	+ ٤ ص	+ ٦ ص	٢٠٢٥	٢٦
ي	١٢	١١	+ ٥ ص	+ ٣ ص	٢٠٢٥	٩
					مج ح ^٢ ص = ١٢٤٥٠	مج ح ^٢ ص = ١٤٤
					مج ح ^٢ ص = ١٠٢	مج ح ^٢ ص = ١٠٢

وبتطبيق المعادلة السابقة نحصل على معامل الارتباط الآتسى :

$$r = \frac{102}{122890} = \frac{102}{\sqrt{144 \times 12450}} = 0.76$$

رابعاً : حساب معامل الارتباط بالطريقة العامة (أى باستخدام الدرجات الخام مباشرة) :

تعتمد الطريقة العامة فى حساب الارتباط على الدرجات الخام مباشرة ومربعات هذه الدرجات دون حاجة الى حساب الانحرافات أو الانحرافات المعيارية أو الدرجات المعيارية . والمعادلة فى هذه الحالة هى :

$$r = \frac{(n \text{ مج س } \times \text{ مج ص}) - (\text{مج س}^2 \times \text{مج ص}^2)}{\sqrt{[n \text{ مج س}^2 - (\text{مج س})^2] \times [n \text{ مج ص}^2 - (\text{مج ص})^2]}}$$

ويمكن تحويل أى معادلة من المعادلات السابقة الى المعادلة الخالية اذا علمنا أن معادلة حساب الانحراف المعياري من الدرجات الخام هي كما سبق بينا كما يلي :

$$\sigma_s = \sqrt{\frac{\sum s^2}{n} - \left(\frac{\sum s}{n}\right)^2}$$

ويمكن تحويلها الى الصيغة الآتية :

$$\sigma_s = \sqrt{\frac{1}{n} \sum s^2 - \left(\frac{\sum s}{n}\right)^2}$$

ومثلها لحساب σ_v .

ويمكن حساب معامل الارتباط لبيانات الجداول السابقة بهذه الطريقة كما هو مبين في الجدول رقم (٣٠) .

جدول (٣٠) حساب معامل الارتباط باستخدام الدرجات الخام مباشرة

الأفراد	س	ص	س ^٢	ص ^٢	س × ص
أ	٢	١	٤	١	٢
ب	٢	٦	٩	٣٦	١٨
ج	٥	٧	٢٥	٤٩	٣٥
د	٦	٢	٣٦	٩	١٨
هـ	٦	١١	٣٦	١٢١	٦٦
و	٨	٩	٦٤	٨١	٧٢
ز	١٠	٧	١٠٠	٤٩	٧٠
ح	١٠	١١	١٠٠	١٢١	١١٠
ط	١٢	١٤	١٤٤	١٩٦	١٦٨
ي	١٣	١١	١٦٩	١٢١	١٤٣
ن = ١٠	مج س = ٧٥	مج ص = ٨٠	مج س ^٢ = ٦٨٧	مج ص ^٢ = ٧٨٤	مج س × ص = ٧٠٢

ويتطبيق المعادلة السابقة على بيانات الجدول يمكن الحصول
على معامل الارتباط على النحو الآتي :

$$r = \frac{(80 \times 75) - (702 \times 10)}{\sqrt{[(80)^2 - (784 \times 10)] \times [(75)^2 - (687 \times 10)]}}$$

$$= \frac{7000 - 7020}{\sqrt{1440 \times 1240}}$$

$$= \frac{1020}{1228960} = 0.76$$

خامساً : حساب معامل الارتباط من فئات الدرجات باستخدام جدول الانتشار :

لحساب معامل الارتباط من فئات الدرجات لابد من إعداد جدول تكرار مزدوج ، وفيه تدل الأعمدة الرأسية على فئات المتغير الأول (س) والأسطر الأفقية على فئات المتغير الثاني (ص) . ومن تفاعل فئات المتغيرين نحمل على جدول يشبه المعقوفة يسمى جدول الانتشار Scattar Diagram حيث تدل كل خانة فيه على تكرار الحسابات التي جعلت على درجات معينة في كل من فئتي المتغيرين . ويوضع الجدول رقم (٢٢) مثالا على جدول انتشار يلخص التوزيع التكراري المزدوج لدرجات عينة من ١٠٠ تلميذ في اختبارين تحصيليين أحدهما يقيس التحصيل في الرياضيات (س) والآخر يقيس التحصيل في الفيزياء (ص) كما عرضناها في الجدول رقم (٢١)

جدول (٢١) درجات ١٠٠ تلميذا في اختبارين أحدهما
للرياضيات (س) والآخر للفيزياء (ص)

رقم التلميذ	ص	س	رقم التلميذ	ص	س	رقم التلميذ	ص	س	رقم التلميذ	ص	س	رقم التلميذ	ص	س
١	١٤	١٦	٢١	٢١	١٠	٦١	١٨	١٢	٤١	٢٤	١٥	٢١	١٦	١٤
٢	٢١	٢٦	٢٢	٢٩	١٩	٦٢	٢٠	١٦	٤٢	٤١	٢٨	٢٢	٢٦	٢١
٣	٢٨	٢٨	٢٣	٤٨	٢٣	٦٣	٢١	٢٨	٤٣	٢٩	٣٢	٢٣	٢٨	٢٨
٤	٢٥	٢٥	٢٤	٢٣	٢٣	٦٤	٢٨	٢٣	٤٤	٣١	٤٣	٢٤	٢٥	٢٥
٥	٢٣	٢٣	٢٥	٢٠	٢٩	٦٥	٢١	٢١	٤٥	٢٤	٦	٢٥	١٦	٢٣
٦	٢٩	٢٩	٢٦	٤٣	٢٦	٦٦	١٦	٢٨	٤٦	٢٦	٢٧	٢٦	٢٠	٢٩
٧	٢٢	٢٦	٢٧	٢٣	٣٠	٦٧	٢٥	٢٤	٤٧	٢٢	٢٤	٢٧	٢٦	٢٢
٨	٦	١١	٢٨	١٧	٦	٦٨	٢٩	٢٤	٤٨	٢٢	٢٠	٢٨	١١	٦
٩	١٦	١٦	٢٩	٢٣	١٧	٦٩	٢٦	٢١	٤٩	٤٤	٢٦	٢٩	١٦	١٦
١٠	١٩	٢٤	٣٠	٢٢	٢١	٧٠	٢٨	٢١	٥٠	٢٤	٢١	٢٠	٢٤	١٩
١١	٢٣	٢٩	٣١	٢٠	٢٠	٧١	٢٤	٢٤	٥١	٢٦	٢٨	٢١	٢٩	٢٣
١٢	٢١	٢٥	٣٢	٢٣	٢٣	٧٢	٤١	٢٣	٥٢	٢٤	٢٦	٢٢	٢٥	٢١
١٣	٢٤	٢٦	٣٣	٢٥	٢٠	٧٣	٢٦	٢٢	٥٣	٢٦	٢٧	٢٢	٢٦	٢٤
١٤	٢٦	٢٨	٣٤	٢١	٢٧	٧٤	٢٥	٢٥	٥٤	٤١	٢٣	٢٤	٢٨	٢٦
١٥	٢٤	٢٧	٣٥	٢٦	٢٨	٧٥	٢٦	٢٦	٥٥	٢٥	٢٥	٢٥	٢٧	٢٤
١٦	٢١	٢١	٣٦	٢٥	٣٥	٧٦	١٨	٢٩	٥٦	٢٦	٤٢	٢٦	٢١	٢١
١٧	٢٢	٢٢	٣٧	٢٠	٢٦	٧٧	٢٨	٢٧	٥٧	٤٥	٤٤	٢٧	٢١	٢٢
١٨	٢١	٢٥	٣٨	٤٣	٢٨	٧٨	٤٨	٣٦	٥٨	٤٢	٤٨	٢٨	٢٥	٢١
١٩	٢٠	٤٠	٣٩	٤١	٤١	٧٩	٢٩	٤٤	٥٩	٤٥	٤٥	٢٩	٤٠	٢٠
٢٠	٢٨	٢١	٤٠	٢٢	١٨	٨٠	٢٣	٢٧	٦٠	٤٨	٢٢	٤٠	٢١	٢٨

ولحساب معامل الارتباط من بيانات هذا الجدول (٣٢) يمكن استخدام المعادلة السابقة الخاصة بحساب هذا المعامل من الدرجات الخام مباشرة . وبالتعويض عن رموز هذه المعادلة باستخدام القيم العددية الواردة في هذا الجدول نحصل على :

$$\begin{aligned} 100 &= N \\ 489 &= \text{مجم س} \\ 477 &= \text{مجم ص} \\ 2711 &= \text{مجم س}^2 \\ 2465 &= \text{مجم ص}^2 \\ 2500 &= \text{مجم س ص} \end{aligned}$$

وهكذا يمكن حساب معامل الارتباط على النحو الآتي :

$$r = \frac{(477 \times 489) - (100 \times 2500)}{\sqrt{[(477^2 - (100 \times 477)) \times (489^2 - (100 \times 2465))]}$$

$$= \frac{17247}{\sqrt{18971 \times 21979}}$$

$$= \frac{17247}{\sqrt{414744 \times 17883}}$$

$$= \frac{17247}{\sqrt{2463204}} = 70\%$$

2.4 [5]

[illegible]

العلاقة بين الارتباط والتغاير :

أشرنا في مطلع الفصل الى أن التغاير يعبر عن التباين المتلازم في الحدوث بين متغيرين ، وهو بهذا المعنى يعبر بشكل أو آخر عن العلاقة بين هذين المتغيرين ، إلا أنه لا تتوفر فيه كما يقول (Nunally, 1976) الخصائص المثالية التي تتحقق في معامل الارتباط . ومن ذلك مثلاً أن التغاير لا يقيد بحدود قصوى لا يتعداها كما هو الحال في معامل الارتباط الذي يمتد بين (- ١ ، + ١) ولا يتجاوز هذين الحدين . أضف الى ذلك أنه مالم تتوافر للباحث معلومات أكثر عن الانحرافات المعيارية للمتغيرات فإن التغاير لا يمكن تفسيره على نحو مباشر . ومع ذلك فإن أهمية التغاير تتمثل في أنه ساهم في تطوير بعض الطرق الإحصائية الهامة التي ترتبط بالتحليل الارتباطي، والتي تسمى تحليل التغاير .

ويمكن اكتشاف العلاقة بين الارتباط والتغاير بسهولة إذا قسمنا على (ن) كلا من البسط والمقام في معادلة حساب معامل الارتباط بطريقة الانحرافات المعيارية التي شرحناها آنفاً على النحو الآتي :

$$\text{رسمي} = \frac{\frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{n}}{\frac{\sum (X_i - \bar{X})^2}{n} \times \frac{\sum (Y_i - \bar{Y})^2}{n}}$$

ان هذه المعادلة حينئذ يمكن اختصارها لتصبح على النحو الآتي :

$$\text{رسمي} = \frac{\sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum (X_i - \bar{X})^2 \times \sum (Y_i - \bar{Y})^2}$$

وهكذا يصبح معامل الارتباط بين المتغيرين (س ، ص) عبسارة
تغاير المتغيرين مقسوما على حامل ضرب الانحرافين المعياريين لهما .
وهذه الصيغة " التغايرية " لمعامل الارتباط يمكن اعتبارها نقطة
بداية مفيدة لفهم الصور الأكثر تعقيدا من التحليل الارتباطى . فالتحليل
العاملى - مثلا - وهو أحد صور التحليل الارتباطى . يعتمد على
هذه الصيغة الأخيرة لمعادلة معامل الارتباط وفيه تحل " مجموعتين
من المتغيرات " - يرمز لهما بالرمزين س ، ص - محل المتغيرات الفردية .
كما أن هناك معنى احصائى هام آخر يمكن استنباطه من إعادة تنظيم
حدود المعادلة السابقة لتصبح على النحو الآتى :

$$عس ص = سس ص \times عس \times عص$$

وهى الفكرة الأساسية التى تقوم عليها معادلات الخطأ المعيارى
للفرق بين متوسطين .

المعنى الأساسى للارتباط :

تشير كلمة " الارتباط " المتضمنة فى المعامل الاحصائى المحسوب
للتعبير عن العلاقة بين متغيرين كثيرا من سوء الفهم . ولعل أكثر
هذه المصادر شيوعا التعبير بهذا المفهوم عن العلاقة السببية . وبهذا
المعنى فإن الاختلاف فى المتغير (س) يكون مسئولا عن الاختلاف فى
المتغير (ص) ، وبالطبع فإن ذلك يجب أن ينعكس على نحو آخر فى صورة
وجود درجة ما من الترابط Association بين (س) و (ص) وخاصة
بعد التحكم فى المتغيرات الدخيلة وضبطها . إلا أن عكس هذه
العبارة غير صحيح ، أى لا يمكن أن نستنتج من محض الترابط وجود
العلاقة السببية . ومع ذلك فإن المتغيرين س ، ص لو تلازما فى التغير
فإن ذلك يعد شرطا ضروريا ، ولكنه ليس كافيا لاستنباط العلاقة
السببية بين متغيرين . والحصول على معامل ارتباط بين متغيرين
ليس دليلا على السببية بالضرورة . فتناول السببية يجب أن يعتمد
على أسس من فلسفة العلم تتجاوز كثيرا محض وجود ترابط
بين متغيرين .

ويوجد في تراث العلم أمثلة كثيرة من معاملات الارتباط التي لا يمكن أن نستنتج منها العلاقة السببية . تأمل المثال الآتي :

أجرى أحد الباحثين دراسة على عينة من أطفال الحلقة الأولى من التعليم الأساسي (المرحلة الابتدائية) تمتد أعمارهم من ٦-١٢ سنة ، وحسب العلاقة بين وزن الجسم والذكاء (وهو المثال الذي قد يشار إليه على أنه من الأمثلة النموذجية على العلاقة العكسية) فأنه قد يجد في هذه الحالة معامل الارتباط موجب ومرتفع بين هذين المتغيرين . فكيف نفسر هذه العلاقة ؟ هل يتضمن أن وزن الجسم يؤثر في الذكاء ؟ أو أن الذكاء يؤثر في وزن الجسم ؟ بالطبع إن مثل هذه الاستنتاجات تبدو غير معقولة بل سخيفة في ضوء أي تأمل عميق لطبيعة هذين المتغيرين . فإذا لم يكن الأمر كذلك فماذا يكون ؟

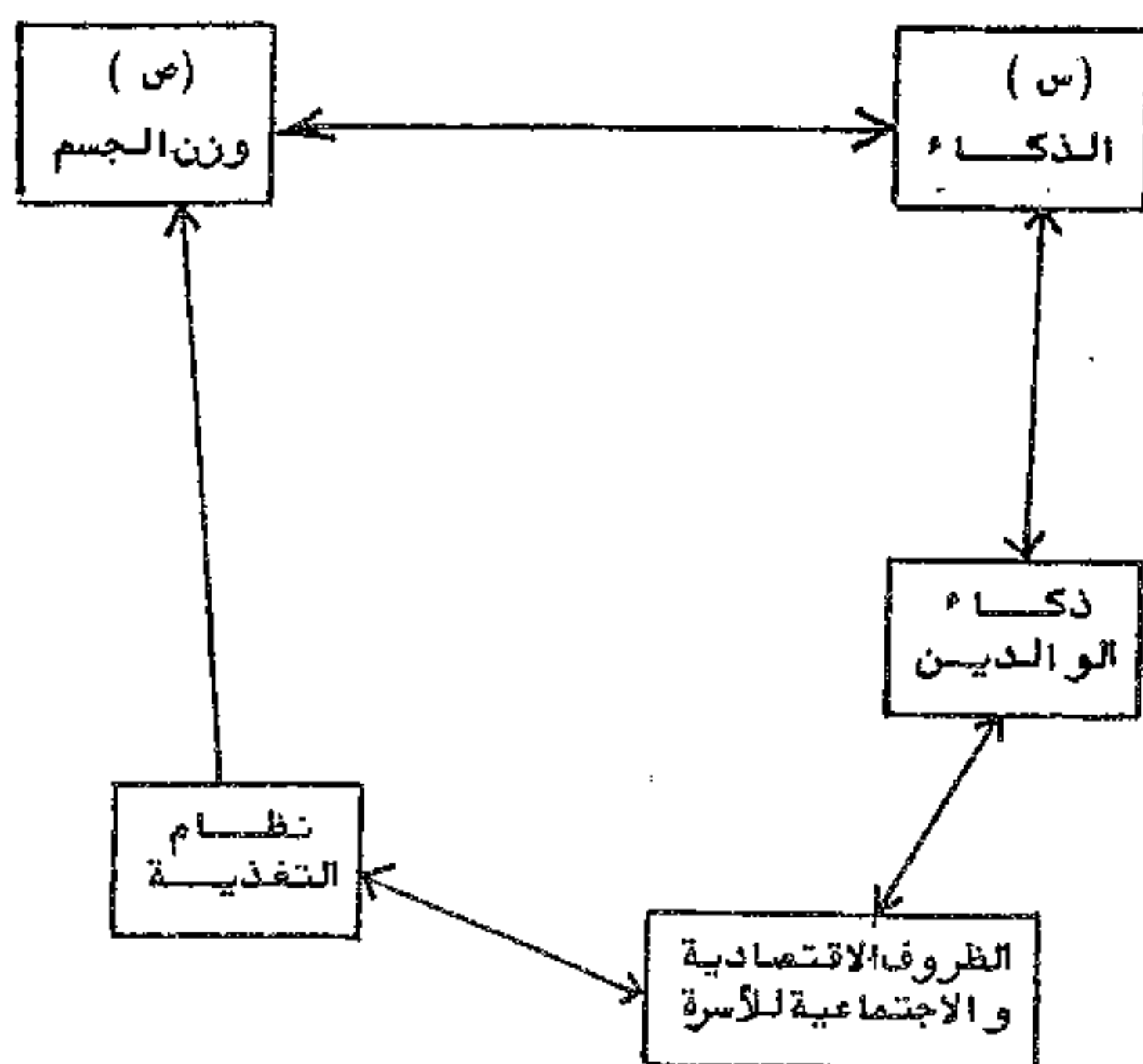
إن المعنى الأساسي للارتباط (سواء أُستنبطت منه السببية أو لم تُستنبط) أنه يدل على الاقتران بين المتغيرين . فإذا أردنا أن نبحث عما وراء هذا الاقتران ، فقد يقودنا هذا البحث إلى إدراك مباشر للعلاقة السببية بينهما ، إلا أن ما يحدث في معظم الأحوال أن يتوجه تفكيرنا وجهات أخرى متنوعة . ففي المثال السابق يجسد الباحث أن مدى العمر المستخدم في دراسته يتضمن حدوث عمليات نمائية خلال الفترة من ٦-١٢ سنة للأطفال ، وأن هذه العمليات تتوازي في الحدوث لكل من النشاط العقلي (الذكاء) وبناء الجسم (الوزن) ، وأن الاختلاف في مظاهر النمو لدى الأطفال هو السبب الجوهرى في أحداث هذه العلاقة والحصول على معامل الارتباط الموجب المرتفع في هذه الحالة . ولهذا إذا لجأ الباحث إلى أحد الأسلوبين الآتيين فسيان معامل الارتباط بين الذكاء ووزن الجسم قد يقترب كثيرا من العفر (حيث يصبح المعامل غير دال احصائيا كما سنبين في الفصل التالي) .

(١) حساب معامل الارتباط بين الذكاء وطول القامة في كل مجموعة

عمرية على حدة أى عن طريق تثبيت أو ضبط الاختلافات النمائية الناجمة عن اختلاف العمر فى كل مجموعة . عندئذ تصبح معاملات الارتباط الناجمة منخفضة جدا وقد تقترب من الصفر .

(٢) استبعاد أثر العمر (كمتغير) من معامل الارتباط الأعلى المحسوب للعينة الكلية التى تمتد أعمارها كما بينا بين ٦-١٢ سنة . ويتم هذا الاستبعاد باستخدام طريقة احصائية خاصة تسمى معامل الارتباط الجزئى (سنتناولها فيما بعد) . وفى هذه الحالة سوف يلاحظ الباحث أن معامل الارتباط ينخفض انخفاضاً شديداً قد يقترب به من الصفر أيضا .

ولكن لنفرض مع ذلك أننا قمنا بتثبيت أثر متغير العمر أو عزله ومع ذلك فإننا نحصل على معامل ارتباط منخفض وموجب ولكنـه دال احصائياً (أى أعلى من الصفر) بين وزن الجسم والذكاء . فكيف نفسر ذلك ؟ هل يتضمن ذلك معنى السببية ؟ مرة أخرى يحتاج الأمر من الباحث الى مزيد من التأمل ، وقد يمتد به ذلك الى القول بأنه فى أى بيئة ثقافية قد ترجع الفروق فى بناء الجسم (ومنه وزن الجسم) - ولو جزئياً - الى نظام التغذية الذى يتعرض له الأطفال ، وأن هذا النظام الغذائى يترابط مع الظروف الاقتصادية والاجتماعية للأسرة التى ترتبط بدورها بذكاء الوالدين ، وأن ذكاء الوالدين ترتبط به بعض العلاقة بذكاء أطفالهم ، وبالتالي بالدرجات التى يحصلون عليها فى اختبارات الذكاء التى منها حسب معامل الارتباط بين الذكاء ووزن الجسم . ويمكن توضيح هذه العلاقات المعقدة بالشكل رقم (٢٧) حيث يدل (—) على علاقة سببية والسهم (—>) على معامل ارتباط .



الشكل (٢٧) شبكة العلاقات بين المتغيرات المحدد لمعامل الارتباط بين متغيريين .

وهكذا إذا حصل الباحث على معامل ارتباط موجب و دال احصائياً (أعلى من العفر) بين متغيرين فان ذلك لايجب أن يقوده الى استنتاج مباشر للعلاقة السببية بينهما . فمعامل الارتباط المحسوب قد يتضمن أحد البدائل الأربعة الآتية :

- (١) س يؤثر في ص
- (٢) ص يؤثر في س
- (٣) العلاقة بين س ، ص تعتمد على متغير ثالث هو السبب في احداث الارتباط بينهما .
- (٤) العلاقة بين س ، ص نتاج شبكة معقدة من العلاقات بين متغيرات عديدة أخرى .

وهنا يلعب الإطار النظرى للبحث دوره الحاسم فى توجيه الباحث نحو اختيار أحد البدائل السابقة . ويحتاج ذلك الى معرفة عميقة بفلسفة العلم (لادراك معنى السببية) وخصائص المتغيرات المستخدمة فى الدراسة . ولعل ذلك ينبى الباحثين المعاصرين الى كثير من الأخطاء الاستراتيجية التى يقعون فيها ، وأهمها التعامل مع المتغيرات بخفة ظاهرة لا تتجاوز اعطاء القارىء قائمة مجملة بها . ومن هذه الأخطاء أيضا تلك الميعة التى شاعت فى البحوث الارتباطية للتعبير عن الارتباط بلغة سببية ، كأن يكتب الباحث مثلا أنه يسعى الى دراسة أثر س فى ص ، أو أثر ص فى س ، بينما أى تأمل - ولو كان سطحيا - لطبيعة المتغيرين يكشف لنا أن العلاقة المتوقعة بينهما هى محض اقتران ولا تتضمن السببية .

العلاقة الخطية : الافتراض الأساسى فى معامل الارتباط التتابعى لبيرسون :

يذكرنا تاريخ علم الاحصاء بأن فكرة الارتباط - كما نشأت أصولها عند فرنسيس جالتون - تمثلت فى ادراك العلاقة كما يظهرها جدول الانتشار أو رسم الانتشار فى صورة خط اتجاه يمكن مواءمته وملاءمته بحيث يظهر معدل الزيادة (أو النقص) فى المتغير (س) كدالة للزيادة (أو النقص) فى المتغير (ص) . ولذلك اقترح أن الخط المستقيم هو الخاصية الأكثر دقة فى التعبير عن هذه العلاقة الملاحظة . وأنه اذا تساوت مع جميع الظروف الأخرى فان درجة انحدار ميل * هذا الخط هى المؤشر الأساسى على درجة العلاقة بين المتغيرين .

وقد استطاع كارل بيرسون بعبقريته - كما بينا فى مطلع هذا الفصل - أن يطبق الطرق الرياضية فى ايجاد الخط المستقيم الذى يحقق حسن

* الميل Slope هو مفهوم رياضى يقصد به معنيان أولهما زاوية ميل الخط عن أى خط أساس ، ويقصد به خاصة بين الخط والاحداثى السينى (المحور الأفقى) فى الرسم البيانى ، أما المعنى الثانى فهو ظل الزاوية بين الخط والاحداثى السينى .

المطابقة للعلاقة بين المتغيرين ، وأسماء معامل الارتباط ليعبر عن قوة الترابط بين المتغيرين .

وفى طريقة بيرسون للحصول على أفضل مطابقة لخط مستقيم يعبر عن البيانات فان معامل الارتباط يعتبر أحد ثوابت معادلة حساب هذا الخط . وبالمطابق فان بعض البيانات لا تلائمها وصف العلاقة بين المتغيرين بالخط المستقيم (فقد تكون العلاقة منحنية أو مثلثية ، الخ) وعلى كل ف سوف نتناول هذه الأنواع الأخرى من العلاقات فيما بعد . إلا أن ما يهمنا الآن أن نؤكد أن حساب معامل الارتباط التتابعي كما اقترحه بيرسون يقوم على افتراض الخط المستقيم ، وبدون هذا الافتراض يستحيل حساب هذا المعامل .

ومع قبول افتراض الخط المستقيم (وهو افتراض يمكن التأكيد من صحته كما سنبين فيما بعد) فان ذلك يشار إليه بأحدى صيغتين شائعتين هما :

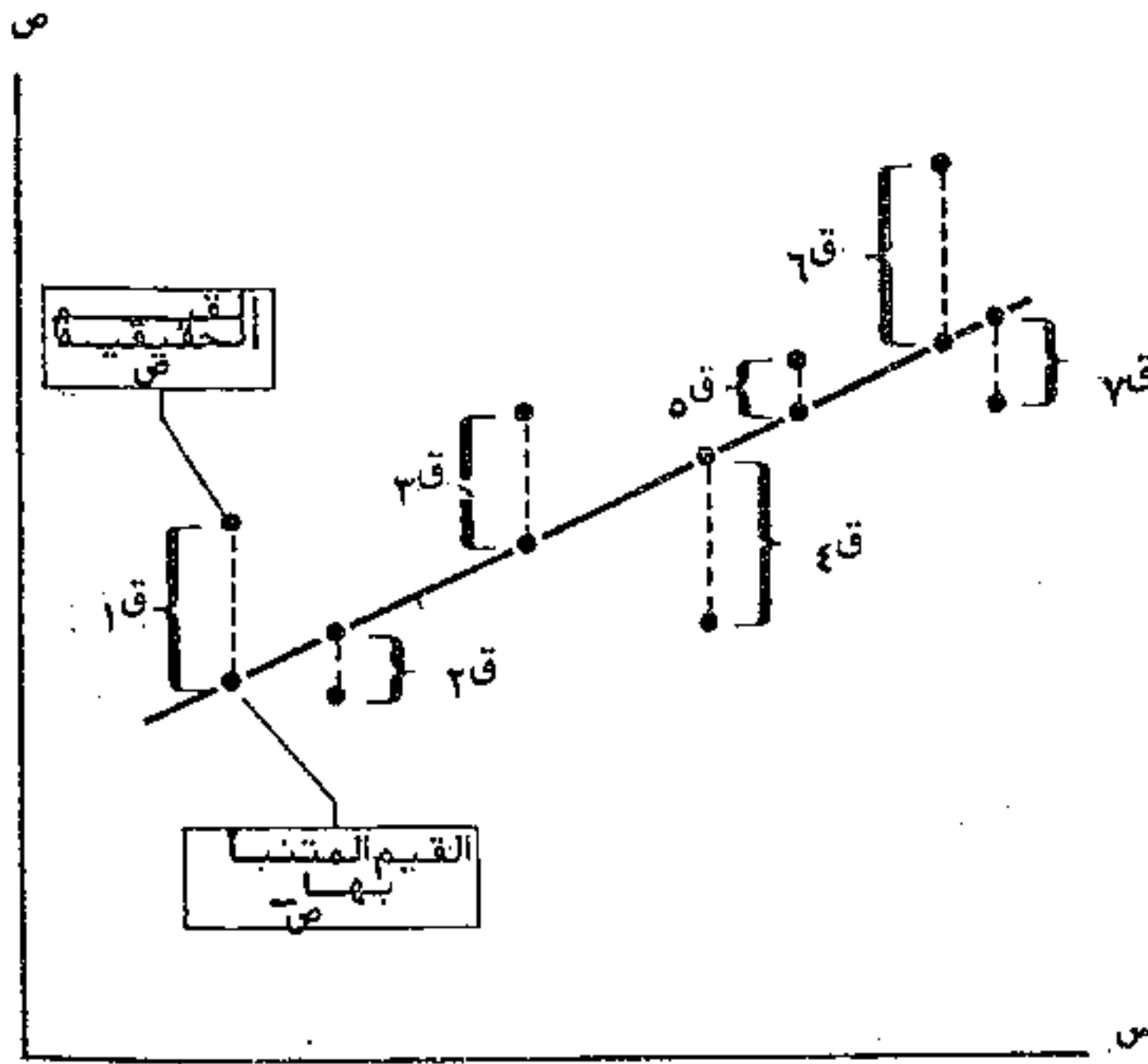
(١) أن العلاقة بين S ، V علاقة خطية linear .

(٢) أن انحدار S على V (أو انحدار V على S) يتسم بالخطية .
أي أننا نستطيع أن نتنبأ من درجة أحد المتغيرين بالدرجة فى المتغير الآخر ، ولا يتم ذلك بسهولة إلا إذا كانت العلاقة بين المتغيرين من نوع الخط المستقيم .

والسؤال الآن كيف يمكن الوصول الى الخط المستقيم الذى يحقق أفضل ملاءمة أو أحسن مطابقة مع البيانات الامبريقية ؟

يرى (Minium, 1978) أن هناك عدة اجابات لهذا السؤال إلا أن أدقها كانت اجابة كارل بيرسون والتى تعتمد على تطبيق محك المربعات المعكورة . ولتوضيح ذلك نتناول مشكلة التنبؤ بالدرجة (V) من الدرجة (S) . ويوضح الشكل رقم (٢٨) توزيعاً

للمتغيرين ، وفيه يدل الرمز (ق) على الفرق بين قيم (ص) الحقيقية والقيم المناظرة لها المتنبؤ بها أو المتوقعة والتي تتحدد بخط الانحدار (ص̂) . ويتطلب محك المربعات المعزى أن يرسم الخط المستقيم على نحو يجعل مجموع مربعات هذه الفروق (مج ق^٢) أقل ما يكون .



الشكل رقم (٢٨) الفرق بين قيم (ص) الحقيقية (ص) والمتوقعة (ص̂) وخط انحدار (ص̂ على س) (عن Minium, 1978 بتصرف)

وقد يبدو للقارئ أن التركيز على الوصول إلى أقل مجموع لمربعات الفروق يعد نوعاً من التعقيد الإحصائي الذي لا لزوم له ، وقد

يتساءل لماذا لا نعتمد على مجموع القيم المطلقة للفروق بدلا من مربعاتها ؟ وللإجابة على هذا السؤال نذكر مايلي :

(١) من الصعب احصائيا - كما أشرنا من قبل وخاصة عند تناول الانحراف المعياري - التعامل مع الفروق المطلقة للفروق ، بينما يؤدي تناول مربعات الفروق الى فتح الطريق الى مزيد من الطرق الاحصائية الأكثر أهمية من الناحية العلمية في تفسير معادلات الانحدار والقيم التنبؤية للمتغيرات .

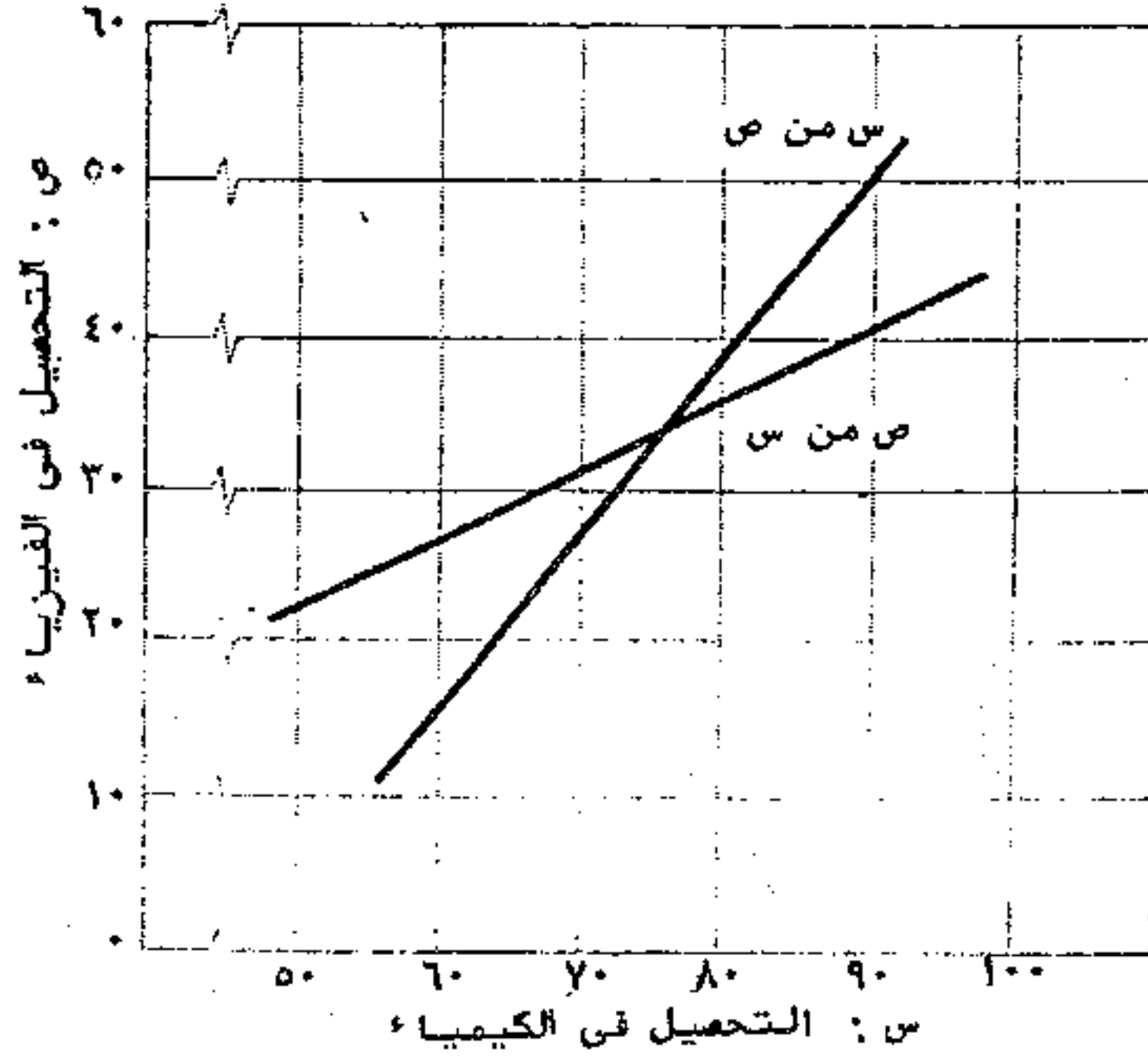
(٢) يمكن الوصول الى خصائص احصائية مناسبة من استخدام محك المربعات الصغرى ، ولعل أهمها أن موضع خطوط الانحدار ، وقيمة معامل الارتباط لن يتذبذبا تذبذبات واسعة بتأثير العينات اذا استخدمنا هذا المحك ، بينما استخدام محكات أخرى قد يؤدي الى الحصول على قيم أقل استقرارا وأكثر تذبذبا .

(٣) خط الانحدار باعتباره خلا يعتمد على محك المربعات الصغرى لمشكلة الخط المستقيم الذي يحقق أفضل مطابقة للبيانات يتشابه مع المتوسط باعتباره أيضا حل يعتمد على نفس المحك لمشكلة البحث عن مقياس للنزعة المركزية . فكلاهما تم اختياره بحيث يقلل مربعات الفروق . ولكل منهما خصائص متشابهة ، ومنها خاصية مقاومة أشد تذبذبات العينات الذي أوضحناه في الفقرة السابقة .

(٤) يمكن النظر الى خط الانحدار على أنه في الواقع نوع من المتوسط . فهو خط يدلنا عن متوسط (ص) أو قيمتها المتوقعة بالنسبة لقيمة معينة في المتغير (س) . وبعبارة أخرى فان (م) هو متوسط جميع قيم (ص) في المجموعة ، بينما (ص) أو (ص) المتوقعة من خط الانحدار هي تقدير لمتوسط (ص) الحقيقية بشرط أن تتوافر لدينا معرفة بقيمة (س) .

ومن المهم أن ننبه هنا إلى أن خط انحدار (ص على س) أي التنبؤ بقيم (ص) من (س)، كما أشرنا إليه في مناقشتنا السابقة لا يتطابق مع خط انحدار (س على ص) أي التنبؤ بقيم س من ص. ولهذا لابد من رسم خط انحدار آخر للحالة الثانية. وتطبيق محك الموبعات الصغرى عليه أيضا. ولا يتطابق الخطان إلا إذا كان معامل الارتباط بين المتغيرين ± 1 . ويوضح الشكل رقم (٢٩) خطي الانحدار للمتغيرين (س) الدال على التحميل في الكيمياء و (ص) الدال على التحميل في الفيزياء، مع ملاحظة أن معامل الارتباط بينهما هو $r = +0.65$.

ولنبدأ فأننا في الأغراض العملية في مجال البحوث التنبؤية لابد من ملاحظة أن التنبؤ يكون دائما من خط انحدار واحد في أحيد الاتجاهين وليس في كلا الاتجاهين معالا في حالة واحدة فقط وهي ومول معامل الارتباط إلى مستوى العلاقة الكاملة (موجبة كانت أو سالبة).



الشكل (٢٩) خطا انحدار س على ص، ص على س

ولمزيد من التوضيح لطبيعة العلاقة الخطية التي تقوم عليها افتراضات حساب معامل الارتباط التتابعي لبيرسون نذكر أن المعادلة العامة للخط المستقيم لانحدار $ص$ على $س$ هي :

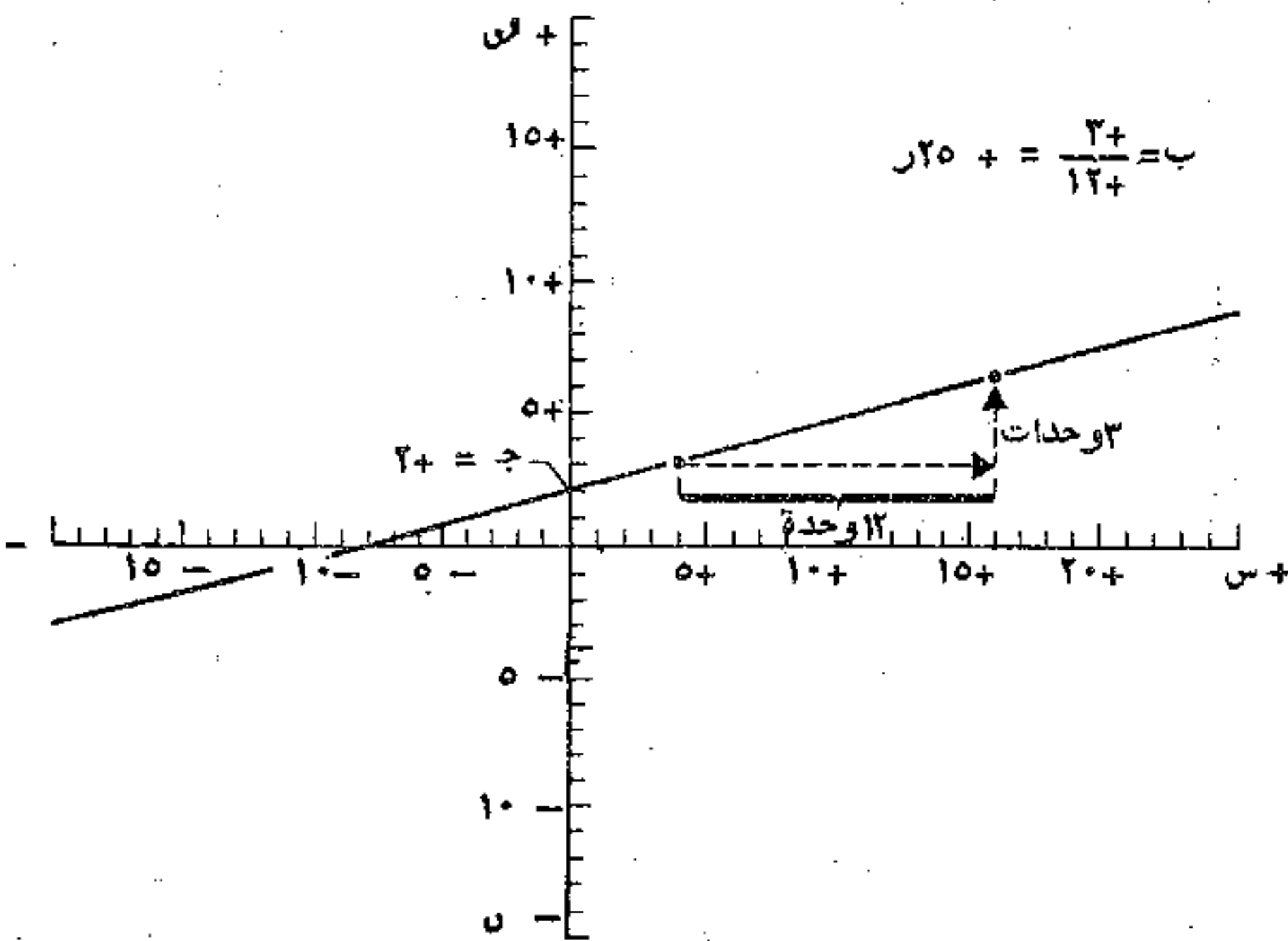
$$ص = ب س + ج$$

حيث تدل الرموز السابقة على ما يأتي :

$ص$ = الدرجة المتنبأ بها أو المتوقعة من قيمة معلومة في المتغير (س) .

$س$ = درجة معلومة في المتغير (س) .

$ب$ = مقداران ثابتان حيث يدل الثابت (ب) على ميل الخط على الاحداثي (س) ، والثابت (ج) على نقطة تقاطع الخط مع الاحداثي (ص) .



الشكل (٢٠) خط انحدار $ص$ على $س$ ومعادلة الخط المستقيم الخاصة بذلك

$$ص = 25 س + 2$$

ويوضح الشكل (٣٠) طريقة حساب المقدارين الثابتين ب ، ج في المعادلة السابقة من اختيار نقطتين لكل من س ، ص محددين على الخط المستقيم لأحدهما . وكمثال آخر نفرض أننا اخترنا من الشكل (٢٩) النقاط الآتية من خط انحدار س على ص .

$$\begin{array}{ll} ٩٠ = ١س & ٥٠ = ١ص \\ ٥٥ = ٢س & ١٠ = ٢ص \end{array}$$

فاننا بالتعويض عن قيم س ، ص بالنسبة لهاتين النقطتين المختارتين نحصل على مايلي :

$$\begin{array}{l} ٥٠ = ب + ٩٠ ج \\ ١٠ = ب + ٥٥ ج \end{array}$$

وبطرح المعادلة الثانية من الأولى نحصل على مايتلى :

$$\begin{array}{l} ٤٠ = ب - ٣٥ ج \\ \therefore ب = \frac{٤٠}{٣٥} = ١.١٤٢٩ \end{array}$$

وبالتعويض عن قيم ب في إحدى المعادلتين السابقتين تصبح المعادلة على النحو الآتى :

$$\begin{array}{l} ٥٠ = ١.١٤٢٩ + ٩٠ ج \\ ١٠.٢٨٦١ = ٩٠ ج + ١.١٤٢٩ \\ \therefore ١٠.٢٨٦١ - ١.١٤٢٩ = ٩٠ ج - ١.١٤٢٩ \\ \text{أو } ٩٠ ج = ١٠.٢٨٦١ - ١.١٤٢٩ \\ = ٩.١٤٣٢ \end{array}$$

أي أن معادلة الخط المستقيم (بعد الحصول على مقادير القيمي الثابتة) تصبح على النحو الآتى :

$$ص = ١.١٤٢٩ س - ٩.١٤٣٢$$

تدريب مسبق :

تحقق من صحة المعادلة بتعويض قيم المعادلة الثانية واحسب قيم r والمفروض أن تحمل على قيمتها وهي ١٠ .

ومعنى ذلك أننا نستطيع - من معادلة الخط المستقيم - أن نتنبأ بالقيم المجهولة في أحد المتغيرين من القيم المعلومة في المتغير الآخر ، وهذا في جوهره هو معنى معامل الارتباط الموجب (أو السالب) إحصائيا (أى الذى يتجاوز العدم) .

العوامل المؤثرة في معامل الارتباط :

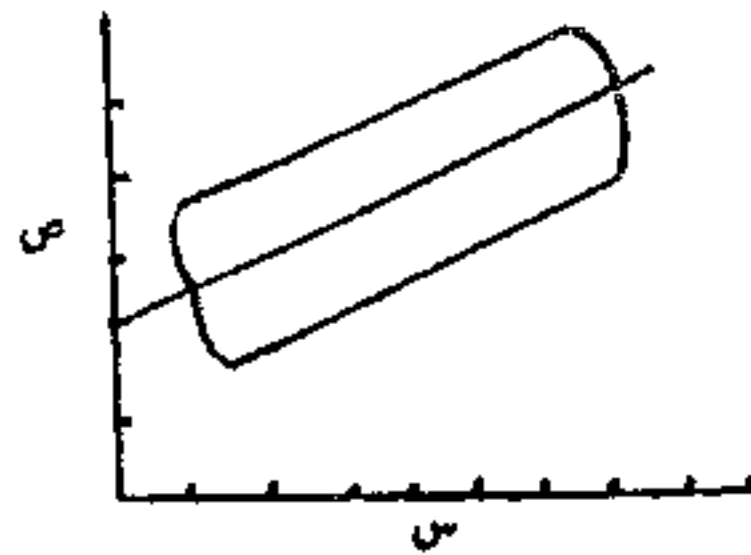
(١) طبيعة العلاقة بين المتغيرين : أشرنا الى أن المعنى المباشر لمعامل الارتباط لا يمكن احرازه الا اذا افترضنا العلاقة الخطية وأن يتحقق هذا الافتراض بالفعل في البيانات الإمبريقية اذا رسمنا الخط المستقيم الذى يحقق أحسن مطابقة مع هذه البيانات ، ولكن ماذا يحدث لو لم تكن العلاقة بين المتغيرين خطية ؟ لعل أشهر الأمثلة على ذلك ما يسمى العلاقة المنحنية Curvilinear . وفي هذه الحالة اذا حسب الباحث معامل الارتباط بطريقة بيرسون فانه يفرض العلاقة الخطية قسرا على البيانات بينما هي ليست كذلك . وبالطبع فـمعـىـان البيانات في هذه الحالة لا يحقق لها الخط المستقيم أحسن مطابقة ، وما يحدث بالفعل عندئذ أن معامل الارتباط المحسوب يعكس هذه الحقيقة وتكون قيمته منخفضة . أما اذا وضعت هذه الحقيقة موضع الاعتبار وعمليت البيانات في ضوء العلاقة الفعلية بين المتغيرين كعلاقة منحنية وحسب معامل الارتباط بالطريقة المناسبة (التى تسمى نسبة الارتباط في هذه الحالة) فان المعامل في هذه الحالة يكون أكثر ارتفاعا .

وعلى ذلك فان معامل الارتباط المحسوب اذا كان أعلى من الصفر (أى دالا إحصائيا) وكانت العلاقة بين المتغيرين غير خطية (منحنية مثلا) فان استخدام طريقة بيرسون في حسابه تؤدي الى خفض قيمته ، ويـزـداد هذا الانخفاض في قيمة معامل الارتباط كلما زاد ابتعاد البيانات

الامبيريقية عن الخطية . وتوجد طرق احصائية لاختبار الخطية (McNemar, 1969) ، الا أن الباحث قد يعتمد على فحصه المباشر لرسم الانتشار - فان وجد أن التوزيع الشئى للمتغيرين يقترب من الاعتدالية فانه قد لا يحتاج الى مزيد من اختبار طبيعـة العلاقة بينهما .

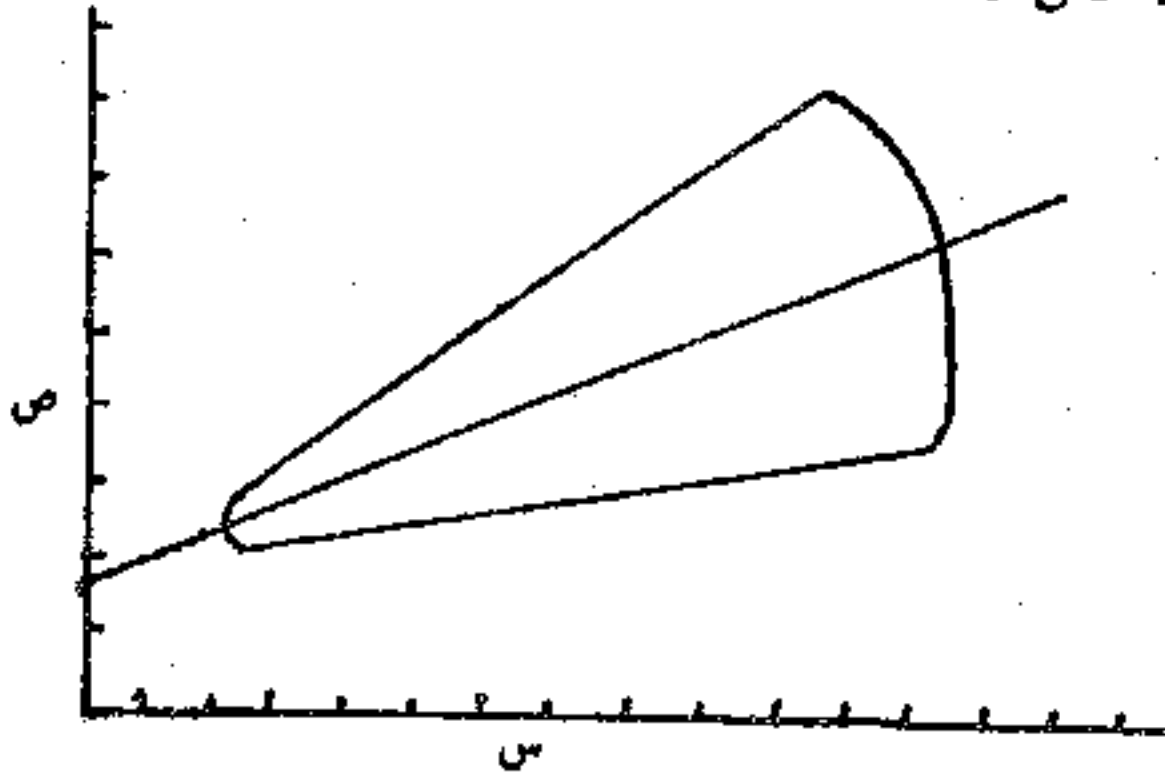
(٢) تكافؤ الاختلاف : من الحقائق الاحصائية لمعامل الارتباط أنه لو تشتت الدرجات تشتتاً كبيراً حول الخط المستقيم الذى يمثل أحسن مطابقة مع البيانات الامبيريقية فان معامل الارتباط يكون أصغر مما لو اقتربت هذه البيانات حول هذا الخط، ويظل معامل الارتباط كبيراً إذا كان التشتت عند الطرفين أقل منه فى المنتصف (على نحو أقرب الى الشكل البيضاوى فى الشكل رقم ٣٣)، فإذا كان هذا التشتت حول الخط المستقيم عشوائياً أدى ذلك الى معامل ارتباط منخفض جداً، قد يقترب من عدم الدلالة الاحصائية (المفر) . الا أن هناك عاملاً آخر يؤثر تأثيراً كبيراً فى معامل الارتباط وهو درجة تساوى مسافات بعد الدرجات عن هذا الخط المستقيم فى المدى الكلى للتوزيع الشئى للمتغيرين . وحين يكون انتشار الدرجات فى المتغيرين على نفس المسافة تقريباً من الخط المستقيم فان ذلك يوصف بتكافؤ الاختلاف Homoscedasticity . وإذا توافر هذا الشرط يكون معامل الارتباط متوسطاً .

ويوضح الشكل رقم (٣١) رسم انتشار من هذا النوع . وإذا حسب معامل الارتباط لبيانات من هذا القبيل بطريقة كارل بيرسون فانسه يكون معامل متوسطاً .



الشكل (٣١) رسم انتشار يتسم بتكافؤ الاختلاف

إلا أنه قد تنشأ حالة سبق لأحد مؤلفي هذا الكتاب (فؤاد أبو حطب، ١٩٧٥) أن أسماها العلاقة المثلثة، وفيها يكون تشتت الدرجات في المتغيرين عن الخط المستقيم ضيقاً في حالة الدرجات الدنيا ومتوسطاً في حالة الدرجات الوسطى وواسعاً في حالة الدرجات العليا . ويوضح الشكل رقم (٣٢) مثالا على ذلك .



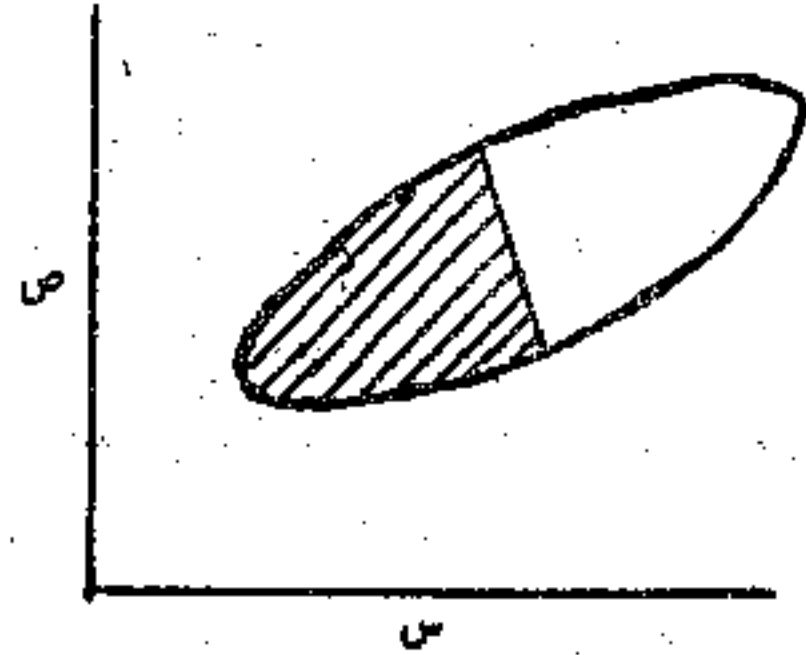
الشكل (٣٢) رسم انتشار يتسم بعدم تكافؤ في الطرفين

والواقع أنه لو حسب معامل الارتباط بطريقة بيرسون لبيانات من هذا النوع المعين في الشكل (٣) فإنه سوف يعكس أيضا درجة "متوسطة" من العلاقة بين المتغيرين . وسبب ذلك أن العلاقة في حقيقة الأمر تكون مرتفعة بالنسبة للدرجات الدنيا ، ومتوسطة بالنسبة للدرجات الوسطى ، ومنخفضة بالنسبة للدرجات العليا . وفي هذه الحالة لا يعبر عن معامل الارتباط المحسوب بطريقة بيرسون عن معنى عام للعلاقة بين متغيرين ، كما هو الحال في المثال الموضح في الشكل (٣٣) . ويؤدي بالتالي إلى التهور في تقدير هذه العلاقة بالنسبة للمستويات الدنيا من الدرجات والمبالغة في تقديرها بالنسبة للمستويات العليا منها .

وتتوافر في الوقت الحاضر طرق إحصائية لاختيار درجة تكافؤ الاختلاف في البيانات الأمبيريقية . ومرة أخرى فقد يغنى عن ذلك الفحص

المباشر لجدول أو رسم الانتشار فإذا كان الاختلاف يقترب من الشكل البيضاوى (الشكل ٢٣) يمكنه أن يحسب معامل الارتباط مباشرة بطريقة بيرسون ، وإلا فلا بد من البحث عن طريقة أكثر ملاءمة .

(٣) نطاق مدى الاختلاف : يحتل نطاق مدى الاختلاف أهمية خاصة فى فهم معنى الارتباط ، بالإضافة الى أثره البالغ فى تقدير قيمة معامل الارتباط المحسوب . فإذا كان هذا النطاق غير محدود بحيث أن التوزيع الثنائى للمتغيرين يشمل المسافة البيضاوية المعبرة عن الانتشار فى الشكل رقم (٢٣) فإننا نتوقع بالطبع أن قيم (س) أو (ص) التى نسعى للتنبؤ بها سوف تختلف فى مدى واسع وحينئذ يكون معامل الارتباط كبيرا . ولكن لو حدث أن نطاق هذا المدى كان ضيقا restricted كما هو الحال عند استبعاد المساحة المظلمة من الشكل رقم (٢٣) فإن معامل الارتباط حينئذ ينخفض انخفاضا واضحا . ويرتبط ذلك بالطبع بمدى تجانس التباين فى كل من المتغيرين ، وهو مفهوم سوف نتناوله فيما بعد .



الشكل (٢٣) أثر كل من عدم تحديد وتحديد نطاق مدى الاختلاف فى معامل الارتباط

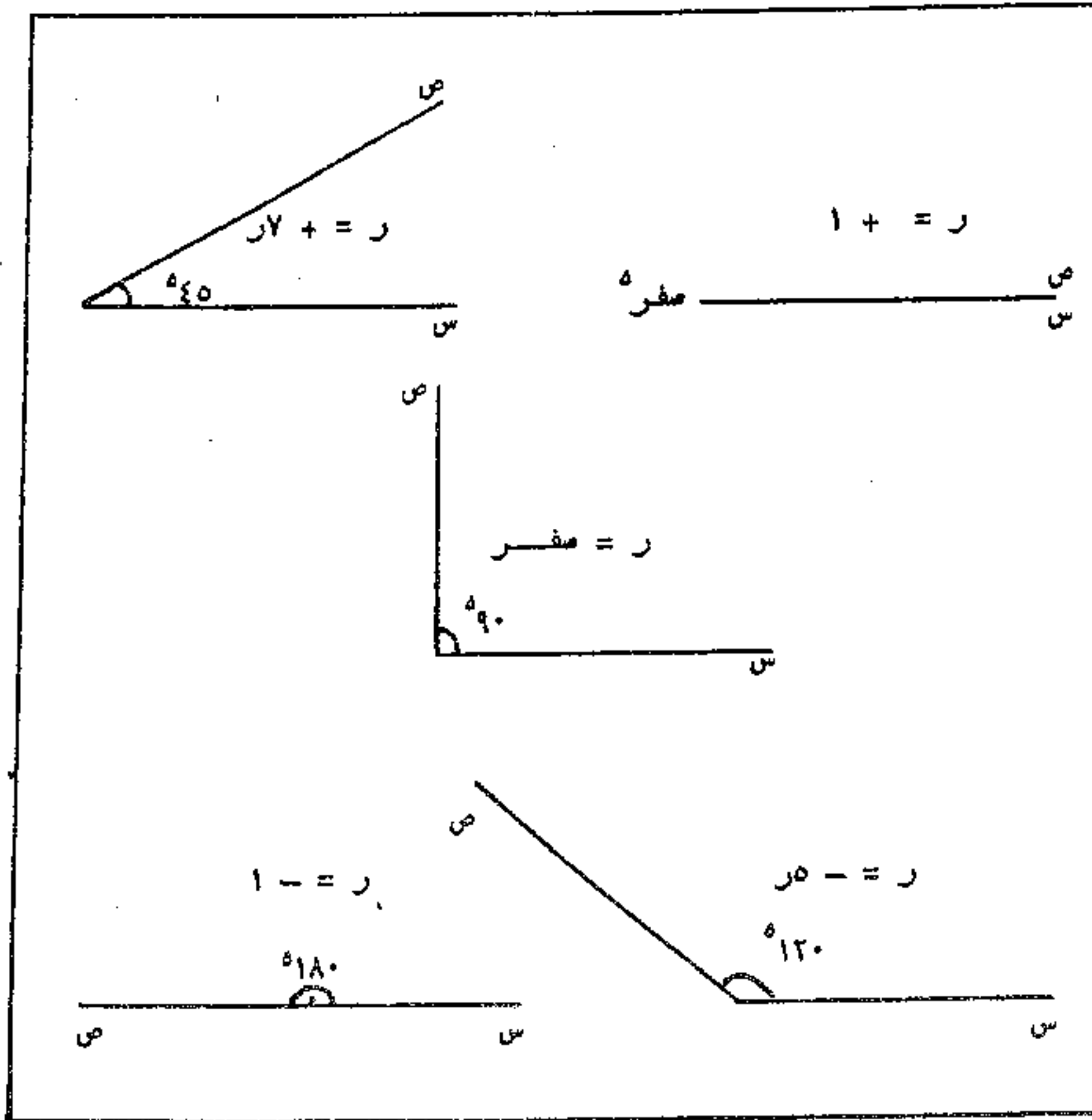
(٤) طبيعة توزيع البيانات : من الحقائق الاحصائية الهامة أيضا عن معامل الارتباط أنه إذا كان توزيع أحد المتغيرين أو كليهما غير اعتدالى (راجع الفصل التالى لمزيد من التفصيل) فإن العلاقة بينهما قد تكون أيضا منحنية وليست خطية . وعلى ذلك فقد يحتاج الباحث الى

فحص توزيع بيانات المتغيرين لاختبار فرض الخطية في العلاقة بينهما .
ويلعب افتراض اعتدالية التوزيع دورا هاما - لا يقل عن افتراض خطية
العلاقة - في فهم طبيعة معامل الارتباط ، وخاصة اذا تجاوز المفهوم
معناه في الاحصاء الوصفى الى معناه في الاحصاء الاستدلالي .

التمثيل الهندسي لمعامل الارتباط :

يمكن القول أن معامل الارتباط يساوي هندسيا خط الانحدار
بالنسبة الى محور مرجعي . وتوجد علاقة مباشرة بينه وبين الزاوية
المحصورة بين خطي الانحدار لكل من (س) ، (ص) .

ولعل أوضح تعبير عن معامل الارتباط بلغة حساب المثلثات أنه
عبارة عن جيب تمام (جتا) الزاوية المحصورة بين خطي الانحدار
وعلى ذلك فعندما يكون معامل الارتباط صفرا فان خطي الانحدار
يتعامدان أي تصبح الزاوية المحصورة بينهما 90° ، ومن المعروف
أن جتا $90^\circ = 0$. أما حينما يكون معامل الارتباط (+) فان خطي
الانحدار ينطبقان وتصبح الزاوية بينهما تساوي الصفر ، ومن المعروف
أيضا أن جتا صفر $= 1$. وما بين الصفر والواحد الصحيح الموجب
فانه في معامل الارتباط الموجب تكون الزاوية بين خطي الانحدار
حادة (أي أعلى من الصفر وأقل من 90°) . أما في حالة معامل الارتباط
(-) فان الزاوية بين خطي الانحدار تكون 180° (جتا $180^\circ = -1$) .
أما معامل الارتباط السالب فيعبر عنه بزاوية منفرجة بين خطي
الانحدار (أي أعلى من 90° وأقل من 180°) . ويوضح الشكل رقم (٢٤)
هذه العلاقة بين معامل الارتباط والزاوية المحصورة بين خطي
الانحدار .



الشكل (٢٤) التمثيل الهندسي لمعامل الارتباط كجيب تمام (جتا) الزاوية المحصورة بين خطي الانحدار (س)، (ص)

هل يجوز جمع معاملات الارتباط للحصول على متوسطها ؟

لأسباب رياضية سوف نوضحها في الفصل الحادي عشر لايجوز للباحث أن يجمع معاملات الارتباط التي يزيد مقدارها عن ٢٥ر للحصول على متوسطها . وإنما يجب عليه تحويل هذه المعاملات الى مقابلاتها

اللوغاريتمية باستخدام جدول فيشر ، وأجراء جميع العمليات الحسابية على هذه المقابلات اللوغاريتمية ، ثم تحويل القيم الناجمة الدالة على المتوسط (وهي قيمة لوغاريتمية) الى ما يلاحظها من معامل ارتباط في نفس الجدول . والسبب في عدم ضرورة ذلك حين يكون معامل الارتباط أقل من ٢٥ أن قيم معاملات الارتباط تتساوى تقريبا مع مقابلاتها اللوغاريتمية في هذه الحالة .

تمهيد الباب الثالث

الباب الثالث من هذا الكتاب هو امتداد للباب الثانى ، حيث الاهتمام ينصب على تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة . وإذا كان الباب الثانى قد ركز على الاحصاء الوصفى لهذه البيانات ، فان هذا الباب يهتم بالاحصاء الاستدلالى لنفس هذا النوع من البيانات . ولأن المنحنى الاعتدالى هو المدخل الطبيعى لأن دراسة أساسية حول الاحصاء الاستدلالى فقد كان من اللازم تناوله بشئ من التفصيل ثم الانتقال منه الى المفاهيم والطرق الرئيسية فى هذا النوع من الاحصاء . ولذلك فقد جاء الباب الثالث فى ثلاثة فصول هى :

الفصل العاشر: وموضوعه المنحنى الاعتدالى ويشمل مفهوم المنحنى الاعتدالى وطبيعته والعوامل المؤثرة فيه وتحويل التوزيع التكرارى الامبريقي الى الصورة الاعتدالية ، والمفاهيم الأساسية اللازمة لذلك وأهمها الدرجة المعيارية والارتفاع الاعتدالى والمساحة الاعتدالية .

الفصل الحادى عشر: وموضوعه الخطأ المعيارى والدلالة الاحصائية. وقد تتطلب ذلك التمييز الجوهرى بين احصاءات العينات وبارامترات الأصول، ومفهوم الخطأ المعيارى . ثم ركزنا على طرق تقدير الخطأ المعيارى للمفاهيم الاحصائية الوصفية الأساسية لبيانات النسبة والمسافة وهى : المتوسط والانحراف المعيارى ومعامل الارتباط .

الفصل الثانى عشر: وموضوعه دلالة الفروق ويتناول مجموعة من القضايا الاحصائية الهامة وهى : اختبار الفروض ، والتمييز بين الفرض التجريبى والفرض الاحصائى مع التركيز خاصة على مفهومى الفرض الصفرى والفرض البديل ، وأنواع القرارات الاحصائية ، ثم طرق حساب دلالة كل من المتوسط ومعامل الارتباط باستخدام مفهوم الفرض الصفرى ، وأهمية اختبارى النسبة الحرجة واختبار (ت) فى الحالتين . وبعد ذلك يركز هذا الفصل على الطرق المختلفة لحساب دلالة الفروق بين المتوسطات (وخاصة بين متوسطين) مع التركيز خاصة على اختبار (ت) والافتراضات

الأساسية له ، وحساب دلالة الفروق بين التباينات ، وكذلك حساب دلالة الفرق بين معاملات الارتباط ، وكان التمييز الجوهرى فى جميع الحالات بين الطرق اللازمة لحساب الدلالة للبيانات التى يحصل عليها الباحث من مجموعات مستقلة أو مجموعات مرتبطة (أى ذات قياسات متكررة) وهو تمييز أساسى سوف تتضح أهميته أكثر فى الباب الرابع من هذا الكتاب .

الفصل العاشر

المنحنى الاعتدالى

طبيعة المنحنى الاعتدالى :

من الملاحظات الشائعة على توزيع درجات المقاييس النفسية والتربوية والاجتماعية أن أغلبية الحالات (التكرارات) تقع فى منتصف المدى ، وكلما اقتربنا من طرفى التوزيع يقل عدد الحالات بانتظام مستمر بحيث لا يظهر منحنى التوزيع أى ثغرات أو فجوات حتى لا تتميز فيه فئة أو عدة فئات . ويكون المنحنى متناسق الطرفين بحيث لو قسم بخط رأسى عند المنتصف نحصل على نصفين متطابقين تقريبا . ويسمى منحنى التوزيع فى هذه الحالة " المنحنى الاعتدالى " normal curve ويوضح الشكل رقم (٣٥) هذا المنحنى فى صورته النظرية الكاملة ، حيث يدل المحور الأفقى (س) على الدرجات والمحور الرأسى (ص) على التكرارات أو عدد الحالات .



شكل رقم (٣٥) المنحنى الاعتدالى

وقد ابتكر هذا المنحنى - كما بينا فى الفصل الخامس - عالما الرياضيات لابلاس وجاوس فى دراستهما لظاهرة المصادفة وأخطاء الملاحظة . وقد استطاع العالم البلجيكي أدولف كيتليه فى القرن التاسع عشر أن يستخدم فكرة هذا المنحنى فى دراسة توزيع الصفات البشرية كالطول

والوزن وافترض أن الفروق الفردية في هذه الصفات إنما تنشأ عن تحقق " المثل الأعلى " أو " المعيار " بمقادير متفاوتة . وبعبارة أخرى يمكننا القول أن هذه الفروق الفردية تعتمد على عدد كبير جداً من العوامل المستقلة في توزيعها حسب قانون المصادفة .

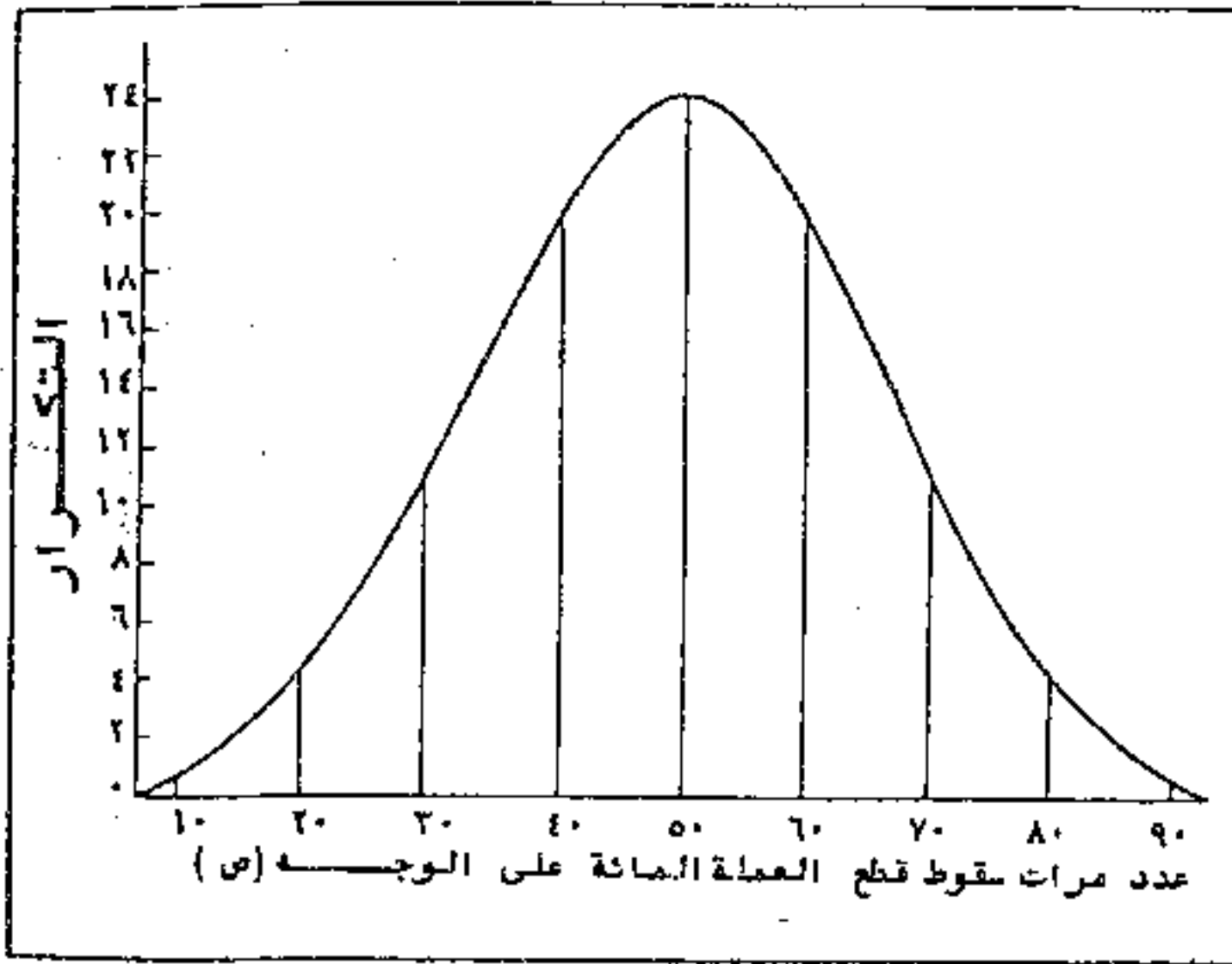
ويمكن لتوزيع درجات المقاييس أن ينفى عن الاعتدالية ويأخذ صورة التوزيع الملتوى أو المفرطح أو المستطيل أو المتعدد القمم أو غير ذلك من الصور التي عرضناها في الفصل السادس . ومن أهم العوامل التي تؤثر في ذلك ثلاثة عوامل : طبيعة الخاصية المقاسة ، وطبيعة العينة ، وطبيعة المقياس .

(١) طبيعة الخاصية : قلنا أن التوزيع الاعتدالي لا ينتج إلا عن عدد كبير جداً من العوامل المستقلة التي لا يتحكم فيها الإنسان تحكماً ارادياً أو مقصوداً ، أي تنتج عشوائياً ، ولذلك فإنها تتوزع تبعاً لقوانين الاحتمال . ويقصد باحتمال وقوع أي حدث التكرار المتوقع لحدوثه في عدد كبير من الملاحظات . ويتحدد الاحتمال في صورة نسبة أو كسر بسطه هو الناتج المتوقع ومقامه العدد الكلي للنتائج الممكنة . فمثلاً لو أسقطنا قطعتين من العملة فإن احتمال أو فرصة سقوط القطعتين معاً على وجه الصورة هو احتمال واحد من أربعة احتمالات (أي $\frac{1}{4}$) ، وذلك لأن جميع التوافقات المحتملة بين وجه الصورة (ص) ووجه الكتابة (س) في هذه الحالة هي ص ص ، ص س ، س ص ، س س ، وبالتالي فإن إحدى هذه الحالات الأربعة (أي ص ص) تتضمن صورتين معاً واحتمالها $\frac{1}{4}$. وكذلك فإن احتمال سقوط القطعتين معاً على وجهي الكتابة (أي س س) هو أيضاً $\frac{1}{4}$ الحالات . بينما نجد أن سقوط إحدى القطعتين على وجه الكتابة (س) وسقوط القطعة الأخرى على الوجه (ص) هو في الواقع احتمالان من الاحتمالات الأربعة السابقة (أي ص س و س ص) ، وحيث أنهما في حقيقة الأمر احتمال واحد فإن احتمال حدوثه هو $(\frac{1}{4} + \frac{1}{4}) = \frac{1}{2}$.

وإذا زاد عدد قطع العملة ليصبح ١٠٠ قطعة مثلاً فإن عدد التوافقات

المحتملة يصبح كبيرا للغاية مثل احتمال سقوط القطع المائة جميعها على وجه الصورة ٠ أو ظهور ٢٠ صورة أو ١٠ أوجه للكتابة ، السخ . وهذه الاحتمالات أو تكرارات الحدوث المتوقعة يمكن الحصول عليها بمعادلة (س + ص)^{١٠٠} . فاذا أسقطنا عشوائيا هذا العدد من العملات (جميعها فى كل مرة) عدة مئات من المرات ثم رسمنا بيانياً النتائج التى تدل على تكرار ظهور الصور (ص) مثلا من صفر الى ١٠٠ نجد أن المنحنى الناتج يقترب من المنحنى الاعتدالى الموضح فى

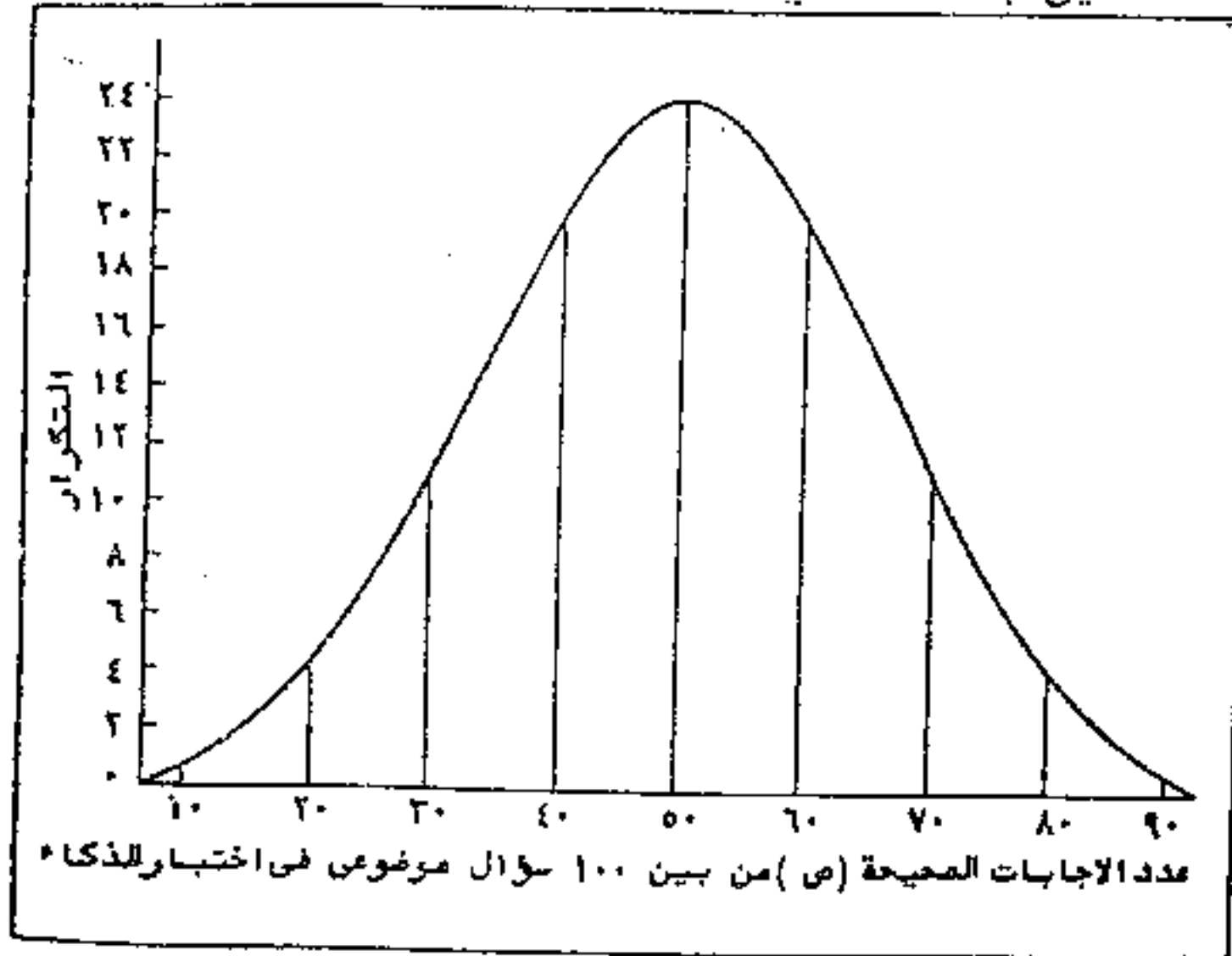
الشكل (٣٦)



الشكل (٣٦) منحنى اعتدالى يمثل عدد مرات الحصول على وجه الصورة (ص) بين ١٠٠ قطعة نقود يتم إسقاطها عشوائيا معا مئات المرات

وتشبه النتائج التى نحصل عليها من كثير من المقاييس البيولوجية والتشريحية والاجتماعية والتربوية والسيكولوجية هذا الشكل . فهى تتوزع على نحو أقرب الى التوزيع الاعتدالى . فالاختبار النفسى الذى يتكون من ١٠٠ سؤال موضوعى يشبه قطع النقود المائة التى أشرنا اليها ، وخاصة أن كل سؤال فيه عادة مانحكم على الاستجابة لـه بالموافق (ص) أو الخطأ (خ) ، ويشبه هذا الحكم بوجهيه الحكم على

وجهي قطعة العملة (ص ، س) . ويمكن أن تتحكم فيه قوانين الاحتمال التي تستند الى مبدأ " المصادفة " الذي أشرنا اليه وخاصة اذا طبقنا الاختبار على آلاف من الأفراد وهو ما يماثل القاء قطع العملة عدة آلاف من المرات . ولا يقعد بالمصادفة هنا أن ماندرسه يخرج على النظام الطبيعي لمبادئ العلية والسببية ، وانما يقصد به هنا أن الظواهر تتحدد بعدد كبير من العوامل المستقلة المعقدة التي لم يتم معرفة تأثيرها بحيث تخرج عن نظام التحكم الارادي أو المقصود من جانب الباحث . ويوضح الشكل رقم (٣٧) نتائج الحصول على توزيع تكراري من تطبيق اختبار ذكاء يتألف من ١٠٠ سؤال لكل منها اجابة واحدة صحيحة (ص) طبق على بضعة آلاف من الأفراد . وهو يكاد يتطابق مع المنحنى السابق لتوزيع سقوط ١٠٠ قطعة نقود على الوجه (ص) ، ويتسم المنحنى في الحالتين بالاعتدالية .



الشكل (٣٧) منحنى اعتدالي يمثل عدد الاجابات الصحيحة (ص) من بين ١٠٠ سؤال موضوعي طبقت معا وعشوائيا (في صورة اختبار) على مئات الأفراد

ففي سقوط قطعة العملة توجد عوامل الارتفاع الذي تسقط منه العملة وانثناء اليد وغيرها من العوامل التي لو " تحكم " فيها الشخص كما يفعل الذين " يقرمون " زهرة الطاولة لاستطاع التحكم في

اتجاه قطعة العملة قبل القائها . وإذا فعل ذلك — أى تحكم — فى أغلب المرات فان المنحنى الناتج لن يكون اعتداليا . وبالمثل فان مقاييس السمات الجسمية والنفسية تتحدد بعدد كبير من العوامل المستقلة التى لو خضع بعضها للتحكم الارادى فاننا لانحصل على التوزيع الاعتدالى .

ومن العوامل التى تؤدى الى حصولنا على توزيعات غير اعتدالية أن تكون الخاصية موضوعا لتحكم عوامل محددة مثل سمة " المساييرة " التى تتحكم فيها العوامل الاجتماعية والتحصيل الذى تتحكم فيه شروط التعلم ، وكذلك ندرة السمة مثل اصابات العمل، أو أثر بعض الظروف المرضية التى تؤدى الى زيادة عدد الحالات المتطرفة (من ضعف العقول فى حالة اختبارات الذكاء مثلا) .

(٢) طبيعة العينة : من المعروف أنه يمكننا الحصول على أى نمط من أنماط التوزيع التكرارى وذلك باختيار عينة من المفحوصين تلائم هذا النمط . ومعنى ذلك أنه توجد اختلافات بين التوزيعات المختلفة نتيجة للعوامل الانتقائية التى قد يتجاهلها الباحث . وهكذا عندما ينحرف التوزيع عن الاعتدالية لابد من أن يثور السؤال عن مدى ملائمة العينة . فقد ينتج الالتواء عن ادماج مجموعتين منفصلتين موزعتين توزيعا اعتداليا فى توزيع واحد رغم اختلافهما فى المدى . وقد نحصل على المنحنى المتعدد القمم اذا كانت العينة المنتقاة ليست مختارة على أساس عشوائى من الأهل الاحصائى السكانى العام ، وانما تتكون من أفراد تم اختيارهم من مستويات مختلفة واسعة ثم أدمجوا معا فى توزيع واحد . وقد يحدث التوزيع المديب الذى يتركز فيه أكبر عدد من الحالات تركيزا غير عادى عند المنتصف اذا كانت العينة متجانسة تجانسا شديدا . وأخيرا نشير الى أننا قد نحصل على ملاحظه من مور التوزيعات التكرارية نتيجة استخدام العينات الصغيرة العدد .

(٣) طبيعة أداة القياس : تؤثر خصائص أداة القياس أيضا في

صورة التوزيع الناتج ، فنحمل على التوزيع الملتوى اذا تركز مدى معوبة الاختبار على المستويات الدنيا أو العليا ، أو اذا طبق الاختبار على عينة لا يلائمها . وهذه النتائج لا تؤدي بنا الى تفسير السمة بأنها غير اعتدالية وانما يجب أن تفسر في ضوء افتراض أن مدى معوبة الاختبار لا يشمل بالقدر الكافي مستويات التمييز .

ونلاحظ أيضا أن عدم تساوى وحدات أو مسافات أداة القياس قد يؤدي الى حصولنا على توزيعات غير اعتدالية ، ومن ذلك مثلا أن يتضمن الاختبار شمولاً كافياً للمفردات عند طرفيه الأدنى والأعلى مع وجود فجوات نتيجة النقص في عدد المفردات الملائمة في المستويات المتوسطة من المعوبة . اننا في هذه الحالة نحمل على توزيع له قمتان . وهذه الحالة من حالات التوزيع التكراري يجب أن نوضع موضع الاعتبار عندما نفسر النتائج التي نحمل عليها من بعض مقاييس الصفات ثنائية الأقطاب (الانبساط - الانطواء مثلا) ، فهذه الصفات قد تدل على أن عينة السلوك التي يتضمنها المقياس تمثل المظاهر المتطرفة للخاصية تمثيلاً جيداً بينما لا تمثل الدرجات المتوسطة منها . وبالطبع فان مثل هذا الاختبار تكون قيمته التمييزية ضئيلة . وحصولنا على توزيع ثنائي (له قمتان مثلا) في هذه الحالة انما هو نتيجة لخصائص المقياس وليس لطبيعة السمة موضوع القياس . واذا زاد العدد النسبي للمفردات في أطراف المقياس فان التوزيع الاعتدالي يتحول الى توزيع مفرطح وقد يصبح توزيعاً مستطيلاً .

وهكذا يؤثر المقياس المستخدم في شكل منحنى التوزيع التكراري . ويمكن القول بدقة أنه يستحيل علينا تحديد التوزيع "الحقيقي" للسمة ما لم يتوافر لها مقياس متساوى الوحدات أو المسافات . الا أن الطرق الوحيدة المتاحة في الوقت الحاضر لاعداد وحدات متساوية في مقاييس السلوك الانساني تعتمد في ذاتها على افتراض أن السمة اعتدالية التوزيع .

وهكذا يرى بعض النقاد أننا نعود الى نقطة البداية بينما نتصور أننا وجدنا " الحل " ، ويعتبرون هذا نوعاً من " المنطق الدائرى " .

الا أن هذا النقد غير صحيح فالواقع أن المنحنى الاعتدالى يعد مسألة منهجية فى بناء الاختبارات النفسية والتربوية والاجتماعية أكثر منه حقيقة واقعة . ومن المؤلف لى الباحثين أنهم حين يحصلون على توزيعات غير اعتدالية فى عينة التقنيين يعدلون اختباراتهم ، بحذف بعض المفردات أو اضافتها أو تعديلها أو نقلها من أحد الطرفين الى الآخر أو من المنتصف الى الأطراف ، أو إعادة النظر فى أوزانها حتى يقتربوا بالمقياس من الاعتدالية . ومعنى ذلك أن أغلب الاختبارات النفسية معدة " عن قصد " لتعطى توزيعاً أقرب الى المنحنى الاعتدالى فى الأصل الاحصائى الكلى العام الذى نصلح له ، وهكذا فإننا حين نقول أن مقياساً معيناً تنوزع درجاته توزيعاً اعتدالياً فإن ذلك يعنى أن عملية تقنيته تمت بدقة شديدة . وعلى العكس فحين نقول أن توزيعاً معيناً ليس اعتدالياً فإن ذلك يعنى أن بناء المقياس لم يكن دقيقاً ، أو أنه تم تطبيقه على عينة لايلائمه .

وتوجد أسباب عديدة لدى علماء النفس تدعوهم الى اعتبار افتراض " المنحنى الاعتدالى " أكثر الافتراضات تقبلاً حول توزيع خصائص السلوك الانسانى وذلك لما يأتى :

- (١) أن التعقد والتعدد المعروفين عن العوامل التى تحدد موضع الفرد فى بعض الخصائص النفسية أو الاجتماعية أو التربوية — يؤدىان بنا الى توقع أن تنوزع الخامسة تبعاً لقوانين الاحتمال .
- (٢) أن توزيع أغلب الخصائص البيولوجية والفسولوجية التى يمكن قياسها بمقاييس من نوع المسافة كالمقاييس النفسية والتربوية والاجتماعية تؤدى فى العادة الى منحنيات اعتدالية .
- (٣) أن البيانات التى يتحكم فيها منطق التوزيع الاعتدالى يمكن التعامل معها بالطرق الاحصائية الشائعة والمعتادة والتسنى لاتنطبق على سواها .

ومع ذلك نلاحظ أنه في بعض الأغراض تفضل الصور الأخرى للتوزيع التكراري . وهنا لابد أن نؤكد هذه الحقيقة المتضمنة في حديثنا السابق وهي أن " المنحنى الاعتدالي " تعبير رياضي أكثر منه سيكولوجي أو اجتماعي أو تربوي ، ويتطلب هذا أن نستبعد بعض المفاهيم الخاطئة التي قد توحى بها كلمة " اعتدالي " أو " معياري " . فلا يوجد شيء غير عادي في التوزيعات الأخرى للخصائص السلوكية . كما أن هناك طرق إحصائية ملائمة تتعامل مع هذه الأحوال ، وبالتالي فإن الحجة الثالثة من بين الحجج السابقة لم تعد لها قيمة فـي وقتنا الحاضر .

وبالإضافة إلى ذلك فإن بعض الاختبارات لا تتضمن في ذاتها افتراض " المنحنى الاعتدالي " هذا ، ومن ذلك اختبارات الانتقال واختبارات التشخيص والاختبارات المنسوبة إلى المحك والاختبارات القبلية (التي تستخدم في المنهج التجريبي قبل المعالجة) ، ففي هذه الأحوال نحصل على المعلومات التي نريدها حتى ولو حصل جميع الأفراد على صفر أو على الدرجة الكلية . ولا يملح فرض " المنحنى الاعتدالي " إلا مع الاختبارات التي تسعى للتمييز بين " مستويات " الأفراد المختلفة ، ولذلك لا تتضمن هذه الاختبارات أسئلة كثيرة يجيب عليها الجميع أو لا يجيب عليها الجميع لأن مثل هذه الأسئلة لا تميز بين الأفراد .

وهكذا لا يعد التوزيع الاعتدالي للفروق الفردية توزيعاً حتمياً ، وإنما هو أقرب إلى احتمال الحدوث حين تكون الخصائص أقرب فـي طبيعتها وفي العوامل التي تؤثر فيها إلى النشاط العشوائي وعوامل المصادفة ، أي تخرج عن نطاق التحكم ، ولذلك فإننا نتوقع للاستعدادات العقلية مثلاً - بسبب تعدد عواملها وتعقدها وتشابكها - أن تعطى توزيعاً أقرب إلى التوزيع الاعتدالي . أما التحصيل المدرسي فلأنه نشاط مقصود منظم يمكن التحكم فيه وتوجيهه لانستطيع القول أن قوانين المصادفة والعشوائية تنطبق عليه . ولهذا فإن توزيع درجات مقاييس

التحصيل لابد أن ينحرف عن الاعتدالية . بل أننا قد نصف جهودنا التربوية بالفشل إذا اقترب توزيع الفروق الفردية فى التحصيل الى نموذج المنحنى الاعتدالى ، وكذلك الشأن فى كثير من الخصائص الاجتماعية .

وهكذا حين تطبق مقاييس النسبة أو المسافة على عدد كبير من الحالات بحيث يكون هذا العدد عينة عشوائية ممثلة للأصل الاحصائى الكلى ، وكانت افتراضات الاعتدالية تنطبق أيضا على كل من الخاصية المقيسة والمقياس المستخدم فإننا نحصل على التوزيع الاعتدالى ، وإذا اختلف شرط أو أكثر من هذه الشروط فإننا نحصل على نوع آخر من التوزيعات غير التوزيع الاعتدالى .

تحويل التوزيع التكرارى الامبريقي الى الصورة الاعتدالية :

المنحنى الاعتدالى هو نموذج رياضى له صفة العمومية والتجريد ، وهو بذلك يصلح لفهم جميع التوزيعات التكرارية الامبريقية التى تقترب منه ، وكنموذج عام مجرد لابد أن تكون لغته صالحة لهذا الغرض . ولعلنا نذكر أن المنحنى الاعتدالى باعتباره من نوع المنحنيات التى تعبر عن التوزيعات الامبريقية له محوران أحدهما هو المحور الأفقى (س) ويدل دائما على الدرجات أو قيم المقياس ، وثانيهما هو المحور الرأسى (ص) ويدل دائما على التكرار ، أما المساحة المحصورة بينهما فتشمل العدد الكلى للأفراد فى العينة .

ولكننا نعلم أن التوزيعات التكرارية الامبريقية تتفاوت فى مدى لانهاية له من القيم التى يعبر عنها هذان المحوران . فقيم الدرجات تختلف بالطبع من مقياس لآخر ، بل تختلف بالنسبة للمقياس الواحد من عينة لأخرى ، وهذا هو أيضا الشأن فى عدد الحالات أو التكرار، وكذلك المساحة المحصورة بين المحورين .

كيف يمكن للمنحنى الاعتدالى أن يتعامل مع هذا التنوع اللانهائى فى قيم المحورين ؟ للإجابة على هذا السؤال لابد من البحث عن حل عام يؤدي الى تحويل درجات المقاييس وتكرارات الأفراد ومساحة المنحنى الى " قيم مطلقة " تقبل المقارنة بين مختلف المقاييس والعينات وتم الوصول الى هذا الحل على النحو الآتى :

(١) تحويل الدرجات الخام فى المقاييس الى درجات معيارية :

أشرنا فى الفصل الثامن الى مفهوم الدرجة المعيارية وأهميته . ولعلك تذكر أن المعادلة الأساسية لحساب الدرجة المعيارية هى :

$$D = \frac{M - S}{E} = \frac{C}{E}$$

وبهذه الطريقة يتحول المقياس الى مسافات متساوية عبارة عن وحدات أو أجزاء من الانحراف المعيارى .

وترجع أهمية استخدام الدرجات المعيارية كوحدة للقياس فى المنحنى الاعتدالى الى أنها تتسم بخاصيتين هامتين : أولاًهما أن متوسطها فى جميع الحالات صفر ، وثانيهما أن انحرافها المعيارى ، فى جميع الحالات أيضاً ، هو الواحد الصحيح . ولكى نوضح هاتين الخاصيتين الرياضيتين فى الدرجات المعيارية ، اليك المثال الموضح فى الجدول رقم (٣٣) وهو يبين الدرجات الخام فى الوزن لعينة مؤلفة من ٢٠ مفحوصاً ، وكذلك الدرجات الخام فى اختبار للقراءة لعينة مؤلفة من ١٠ مفحوصين ، وتحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية فى الحالتين ، ثم متوسط الدرجات المعيارية وانحرافها المعيارى فى الحالتين أيضاً . لعلك لاحظت أنه على الرغم من اختلاف المقاييس والعينات كان متوسط الدرجات المعيارية صفراً ، وانحرافها المعيارى هو الواحد الصحيح .

جدول (٢٣) الدرجات الخام والدرجات المعيارية لمقياسين أحدهما للوزن بالكيلو جرام (س ١) وشانيهما للقدرة على القراءة (س ٢)

العينة الأولى (بالكيلو جرام)			العينة الثانية (مقياس القراءة)		
الأفراد	س ١	د ١	الأفراد	س ٢	د ٢
أ	٧٢	٢٣٦ +	أ	١	١٣ -
ب	٧٠	١٢٤ +	ب	٢	١٢ -
ج	٧٠	١٢٤ +	ج	٤	٩ -
د	٧٠	١٢٤ +	د	٥	٧ -
هـ	٦٩	٦٧ +	هـ	٦	٦ -
و	٦٩	٦٧ +	و	١٢	٢ +
ز	٦٨	١١ +	ز	١٤	٦ +
ح	٦٨	١١ +	ح	١٧	١٠ +
ط	٦٨	١١ +	ط	١٩	١٣ +
ي	٦٨	١١ +	ي	٢٠	١٥ +
ك	٦٧	٤٥ -	ن = ١٠ س٢ = ١٠ = ٢٣٣ مفر س٤ = ٦٨٧ = ٢٤٤ مفر س٤ = ١٧٨ = ١٤٤ مفر		
ل	٦٧	٤٥ -			
م	٦٧	٤٥ -			
ن	٦٧	٤٥ -			
س	٦٧	٤٥ -			
ع	٦٧	٤٥ -			
ف	٦٦	١٠١ -			
ص	٦٦	١٠١ -			
ق	٦٦	١٠١ -			
ر	٦٤	١١٤ -			
ن = ٢٠			س٢ = ٦٧٢٠ = ١٣٣ مفر س٤ = ١٧٨ = ١٤٤ مفر		

وهكذا تعد الدرجات المعيارية من نوع المقاييس التي تفيد في أغراض المقارنة المطلقة بصرف النظر عن البيانات الامبريقية الأصلية ، ولهذا فان المنحنى الاعتدالى لا يتعامل مع هذه البيانات التجريبية ، وانما يستخدم لغة موحدة للتعامل مع جميع المقاييس من مختلف الأنواع هي لغة الدرجة المعيارية ، وينقسم محوره الأفقى (س) بالفعل الى وحدات من هذه الدرجات المعيارية .

(٢) تحويل التكرار الامبريقى الى تكرار نسبى (ارتفاع) :

التكرار النسبى لكل درجة من درجا المقياس (أوفئة من هذه الدرجات) هو ناتج قسمة التكرار الامبريقى لهذه الدرجة على المجموع الكلى للتكرارات (ن) على النحو الآتى :

$$\frac{K}{N} = K'$$

حيث يدل الرمز (ك') على التكرار النسبى و (ك) على التكرار الامبريقى . وينتج عن ذلك تحويل التكرار الى كسر عشرى يمثل الجزء الذى يحتله من مجموع التكرارات ، وبالطبع ما دامت جميع التكرارات الامبريقية فى توزيع معين قد تحولت الى تكرارات نسبية فان مجموعها فى جميع الحالات يساوى الواحد الصحيح ، وبهذه الطريقة يمكن المقارنة بين جميع التكرارات الامبريقية من مختلف العينات . ويوضح الجدول رقم (٣٤) توزيعين تكراريين بعد تحويلهما الى توزيعين نسبين .

جدول (٢٤) توزيعان تكراريان محولان الى توزيعين نسبیین

فئات الدرجات	ك _١	ك _١	ك _٢	ك _٢
٢٤ - ٢٠	٤	٠.١٦	١	٠.٠٧
٢٩ - ٢٥	١٠	٠.٤٠	١٤	٠.٩٣
٣٤ - ٣٠	١٤	٠.٥٦	٢٠	١.٣٣
٣٩ - ٣٥	١٩	٠.٧٦	١٩	١.٢٧
٤٤ - ٤٠	٣٢	١.٢٨	٢١	١.٤٠
٤٩ - ٤٥	٣١	١.٢٤	١٣	٠.٨٧
٥٤ - ٥٠	٤٠	١.٦٠	٣١	٢.٠٧
٥٩ - ٥٥	٢٨	١.١٢	١٢	٠.٨٠
٦٤ - ٦٠	٢٠	٠.٨٠	٥	٠.٣٣
٦٩ - ٦٥	١٩	٠.٧٦	٧	٠.٤٧
٧٤ - ٧٠	١٥	٠.٦٠	٢	٠.١٢
٧٩ - ٧٥	١٠	٠.٤٠	١	٠.٠٧
٨٤ - ٨٠	٥	٠.٢٠	١	٠.٠٧
٨٩ - ٨٥	١	٠.٠٤	٠	٠.٠٠
٩٤ - ٩٠	٢	٠.٠٨	٣	٠.٢٠
	ن _١ = ٢٥٠	مج ك _١ = ١٠٠٠	ن _٢ = ١٥٠	مج ك _٢ = ١٠٠٠

ولعلك لاحظت أن مجموع التكرار النسبى فى الحالتين هو الواحد المصحح .

ويسمى التكرار النسبى فى المنحنى الاعتدالى بالارتفاع ويرمز له بالحرف (ى) ، وهو يدل على التكرارات النسبية للدرجات المعيارية التى تولف وحدات القياس فى هذا المنحنى . وحيث أن مجموع التكرارات النسبية فى جميع الحالات يساوى الواحد المصحح فان مجموع ارتفاعات

المنحنى الاعتدالي (وهي تكراراته النسبية المعيارية) يساوى أيضا هذا المقدار ، وعلى ذلك فإنه في المنحنى الاعتدالي يمكن القول أن $n = 1$.

وتتوافر للباحث جداول احصائية تحدد له الارتفاعات المتوقعة (التكرارات النسبية المعيارية) عند كل درجة معيارية . وقد حسبت هذه الارتفاعات بالمعادلة الآتية :

$$y = \frac{n}{\sqrt{e}} \times \left[\frac{h}{\sqrt{e}} \right]$$

حيث تدل الرموز على مايلي :

ي = الارتفاع أو التكرار النسبي في المنحنى عند الدرجة الخام التي انحرافها عن المتوسط = ح

ن = عدد الأفراد وهو يساوى عدد الدرجات .

ط = النسبة التقريبية وتساوى ٢١٤١٦ر٢ تقريبيا .

هـ = الأساس الطبيعي للوغاريتم (لوغاريتم نابيير) ويساوى ٢٧١٨ر٢ تقريبيا .

ح = انحراف الدرجة عن المتوسط .

ع = الانحراف المعياري للتوزيع .

وعندما يصبح المنحنى اعتداليا فإن درجاته تصبح كما قلنا من نوع الدرجات المعيارية ، حينئذ يتم بالخصائص الآتية :

$$m = \frac{m}{\sqrt{e}}$$

$$e = 1$$

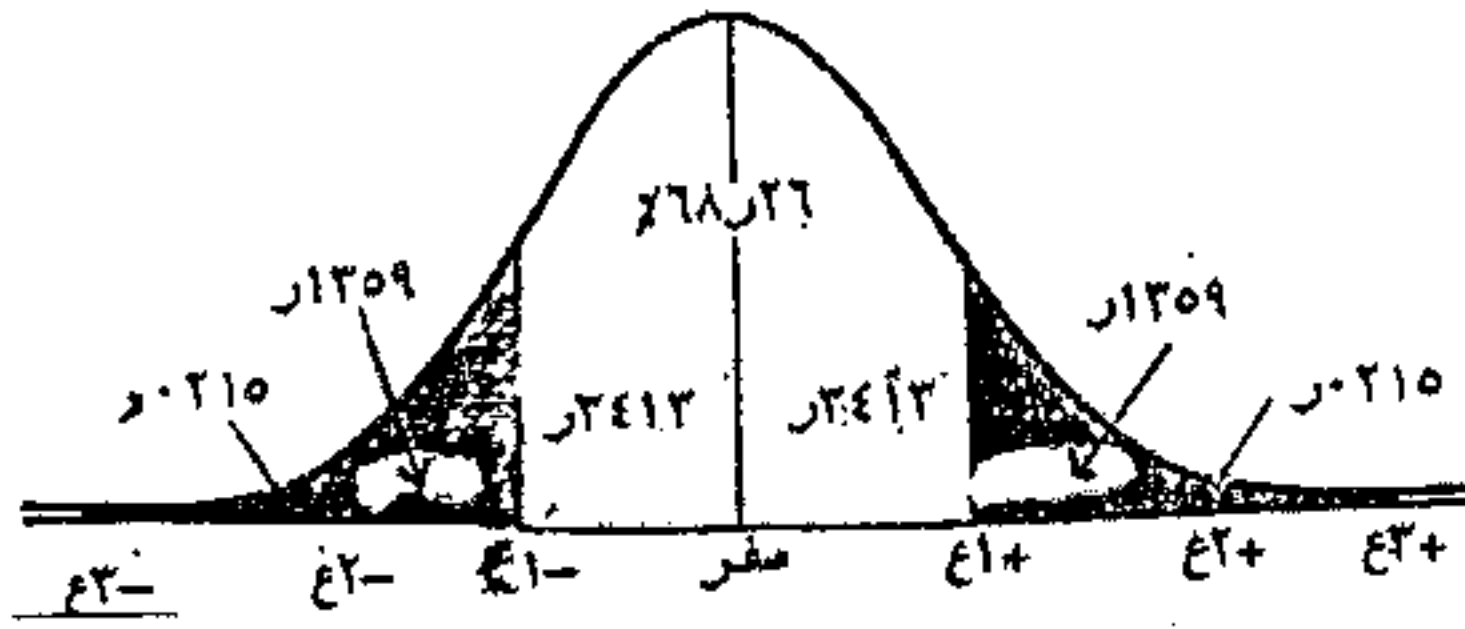
$$n = 1$$

(٣) تحويل مجموع التكرارات الى مساحة في المنحنى الاعتدالي :

أشرنا الى أن مجموع تكرارات المنحنى الاعتدالي باعتباره مجموع تكرارات نسبية يساوى الواحد الصحيح ، أى أن $\sum f = 1$. ويمكن التعبير عن ذلك بلغة أخرى بالقول أن مساحة المنحنى الاعتدالي (التى تبدل بالطبع على مجموع الحالات) يساوى الواحد الصحيح أيضا ، وعلى ذلك فإن أى مساحة محصورة بين نقطتين فى المقياس ، أى بين درجتين معياريتين تدل على جزء من هذه المساحة الكلية ، وتكون فى هذه الحالة عبارة عن كسر عشري من الواحد الصحيح .

وقد حسبت مساحات المنحنى الاعتدالي لتحقيق أهداف مختلفة نذكر منها :

- (١) المساحة التى تقع أدنى من درجة معيارية معينة (وتسمى المساحة العفري فى حالة الدرجات المعيارية السالبة والمساحة الكبرى فى حالة الدرجات المعيارية الموجبة) .
 - (٢) المساحة التى تقع أعلى من نفس الدرجة المعيارية المختارة (وتسمى بالطبع المساحة الكبرى فى حالة الدرجات المعيارية السالبة والمساحة العفري فى حالة الدرجات المعيارية السالبة) .
 - (٣) المساحة المحصورة بين المتوسط ودرجة معيارية معينة .
(ويمكن للقارىء مراجعة الجدول رقم ٤ فى الجداول الإحصائية لعلم النفس والعلوم الانسانية الذى أعدها الدكتور/فؤاد البهى السيد والملحق رقم ٢ من هذا الكتاب) .
- ويوضح الشكل رقم (٢٨) أمثلة لاستخدام المساحات فى هذه الأغراض .



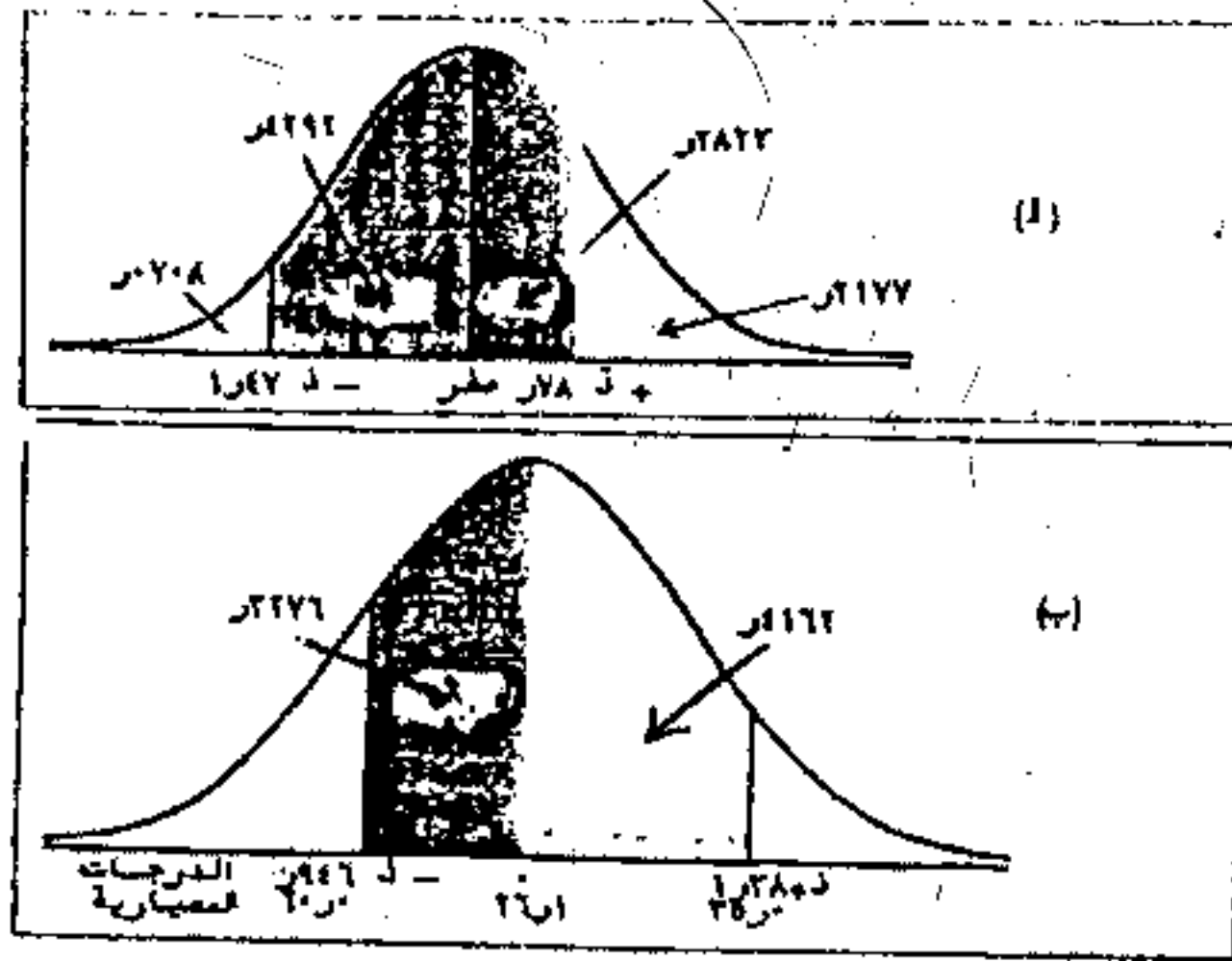
الشكل (٣٨) أمثلة لمساحات المنحنى الاعتدالى عند درجات معيارية معينة

ويوضح الجدول رقم (٣٦) أمثلة لهذه المساحات عند درجات معيارية معينة .

جدول (٣٦) أمثلة لمساحات المنحنى الاعتدالى

الدرجة المعيارية (د)	المساحة التي تقع أدنى من (د)	المساحة التي تقع أعلى من (د)	المساحة المحصورة بين المتوسط و(د)
مفر	٥٠٠٠	٥٠٠٠	٥٠٠٠
١ر٠٠	٨٤١٣٠	١٥٨٧٠	٣٤١٣
١ر١٥	٨٧٤٩٠	٢٠٥٩٠	٣٧٤٩
٢ر٠٠	٩٨١٧٠	١٨٣٠	٤٧٧٢
٢ر١٠	٩٩٩٠٣	١٠٠٩٧	٤٩٩٠
٤ر٠٠	٩٩٩٩٧	١٠٠٠٣	٤٩٩٧

وفى ضوء فكرة المساحات توصل الباحثون الى تقدير نسبة الحالات التى تقع بين كل نقطة معيارية (درجة معيارية) فى المقياس وأخرى كما يمثلها الشكل رقم (٣٩) أما الشكل (٣٩) ب) فيمثل هذه المساحات لدرجات معيارية محسوبة لمقياس متوسطه ٢٦ وانحرافه المعيارى ٦.٤٥ .



الشكل (٢٩) نسب الحالات التي تقع بين كل درجة معيارية وأخرى في منحنى التوزيع الاعتدالي

والسؤال الآن : كيف يمكن تحويل مساحة منحنى التوزيع الامبريقي الى مساحة اعتدالية ؟

تتعمد فكرة مساحة منحنى التوزيع الامبريقي على فكرة رئيسية هي التوزيع المتجمع (المساعد أو الهابط) ، وفيه يتحدد عدد الأفراد الذين يحصلون على درجات لا تزيد عن درجة معينة (في حالة التوزيع المتجمع المساعد) أو لا تقل عنها (في حالة التوزيع المتجمع الهابط) . فإذا تم تحويل هذا التوزيع المتجمع الى توزيع متجمع نسبي أصبح مساحة اعتدالية مقدارها الواحد الصحيح ، وهو مجموع التكرارات النسبية كما بينا من قبل . ويوضح الجدول (٢٦) طريقة حساب التكرار المتجمع وتحويله الى تكرار متجمع نسبي لمئينتين من الأفراد ، معتمدين على فكرة التجمع المساعد . حيث تدل الرموز على ما يلي :

* سوف يزداد معنى التكرار المتجمع وضوحاً في الباب الثالث من هذا الكتاب عند تناول بيانات مقاييس الرتبة .

ك = التكرار

ك_ج = التكرار المتجمع

ك_ح = التكرار المتجمع النسبي

جدول (٢٦) حساب التكرار المتجمع المعاد الامبريقي والتكرار المتجمع النسبي

العينة الأولى			العينة الثانية			الفئات
ك _١	ك _{١ج}	ك _{١ح}	ك _٢	ك _{٢ج}	ك _{٢ح}	
٢	٢	٠.٠٤	٣	٣	٠.٠٢	١٤ - ١٥
٨	١٠	٠.٢٠	٥	٨	٠.٠٧	١٩ - ٢٠
٦	١٦	٠.٣٢	٨	١٦	٠.١٣	٢٤ - ٢٥
١٢	٢٨	٠.٥٦	١٢	٢٨	٠.٢٣	٢٩ - ٣٠
٧	٣٥	٠.٧٠	١٥	٤٣	٠.٣٦	٣٤ - ٣٥
٦	٤١	٠.٨٢	٣٢	٧٥	٠.٦٣	٣٩ - ٤٠
٤	٤٥	٠.٩٠	٢٣	٩٨	٠.٨٢	٤٤ - ٤٥
٣	٤٨	٠.٩٦	١٤	١١٢	٠.٩٣	٤٩ - ٥٠
١	٤٩	٠.٩٨	٦	١١٨	٠.٩٨	٥٤ - ٥٥
١	٥٠	١.٠٠	٢	١٢٠	١.٠٠	٥٩ - ٥٥
٥٠ = ن			١٢٠			

طرق تحويل التوزيع الامبريقي الى توزيع اعتدالى :

يمكن تحويل التوزيع الامبريقي الى توزيع اعتدالى بطريقتين احدهما تعتمد على فكرة الارتفاعات (التكرارات النسبية) والاخرى تعتمد على المساحات (التكرارات المتجمعة النسبية) وفيما يلى توضيح لكل منهما :

(١) تحويل التوزيع الامبريقي الى توزيع اعتدالي باستخدام الارتفاعات :

تتلخص مهمة الباحث هنا في تحويل الارتفاعات في المنحنى الاعتدالى الى تكرار يمثل التوزيع التكرارى الامبريقي بمتوسطه الحقيقى وانحرافه المعياري الفعلى وعدد درجاته أو حالاته في التوزيع . وبعبارة أخرى تكون مهمة الباحث تحويل التوزيع التكرارى الامبريقي الى توزيع اعتدالى له نفس قيم الانحراف المعياري والمتوسط وعدد الحالات التى هي للتوزيع التكرارى الامبريقي .

وتتلخص خطوات تحويل التوزيع الامبريقي الى التوزيع الاعتدالى فيما يلى :

- (١) حساب المتوسط الحسابى للتوزيع التكرارى الامبريقي .
- (٢) حساب الانحراف المعياري لهذا التوزيع .
- (٣) حساب انحرافات درجات هذا التوزيع من متوسطها .
- (٤) تحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية وذلك بقسمة الانحرافات عن المتوسط على الانحراف المعياري للتوزيع .
- (٥) الحصول على الارتفاعات المقابلة لهذه الدرجات المعيارية فى التوزيع الاعتدالى وذلك باستخراجها مباشرة من الجداول الاحصائية ، ولايهم هنا الاشارة الجبرية للدرجة المعيارية . فكل مايعيننا هنا هو موقع الدرجة المعيارية على الاحداثى السينى فى المنحنى الاعتدالى . ولعلنا نتذكر أن الاشارة الجبرية السالبة تسدل على أن الارتفاع يقع على يسار المتوسط والاشارة الجبرية الموجبة تدل على أن الارتفاع يقع على يمين المتوسط ولا تؤثر الاشارات الجبرية فى قيمة الارتفاع فى ذاته .

وتدل الارتفاعات هذه على تكرارات نسبية كما تمثل تكرار المنحنى الاعتدالى الذى يساوى مجموع تكراره (مساحته) واحدا صحيحا وانحرافه المعياري واحدا صحيحا أيضا ومتوسطه مفرا .

(٦) تحويل هذه الارتفاعات الى تكرار التوزيع الامبريقي الذى نحسب له اقرب مودة اعتدالية وذلك على النحو التالى :

(أ) نحمل على مقدار ثابت هو :

$$\text{المقدار الثابت} = \frac{\text{مجموع التكرار الامبريقي}}{\text{الانحراف المعياري}} \times \text{مدى الفئة}.$$

$$\text{أو } \theta = \frac{n}{c} \times f$$

(ب) نحول التكرارات الامبريكية للفئات المختلفة الى تكرارات معدلة كما يلى :

$$\text{التكرار المعدل للفئة} = \text{ارتفاع الفئة} \times \text{المقدار الثابت}.$$

$$\text{أو } k' = y \times \theta$$

(٧) يجب فى حساب التكرارات المعدلة للفئات أن يضيف الباحث الى التوزيع الامبريقي فئة قبل الفئة الاولى تكرارها الامبريقي مفر بالطبع وفئة أخرى بعد الفئة الأخيرة تكرارها الامبريقي مفر أيضا حتى تقترب من التوزيع الاعتدالى الذى يمتد نظرياً الى ما لانهاية أى من $-\infty$ الى $+\infty$.

(٨) يجب أن يساوى مجموع التكرار الامبريقي مجموع التكرار الاعتدالى وأن يكون الفرق بينهما ان وجد ضئيلاً جداً يعود فى جوهره الى التقريب، وبالتالي يمكن تجاوزه . ويوضع الجدول رقم (٢٧) مثال على الخطوات السابقة حيث تعامل التكرارات المتجمعة النسبية على أنها مساحات كبرى (أو مفرى) فى المنحنى الاعتدالى ثم نحمل من الجداول الاحصائية مباشرة على الدرجات المعيارية المقابلة لها .

جدول (٤٠) تحويل التكرار الامبريقي الى تكرار اعتدالي باستخدام الارتطاعات

فئات الدرجات	ك	ص (*)	ح (***)	ز (****)	ي	ك (*****)
* (٢٩ - ٢٠)	صفر	(٢٥)	(٥٢ -)	- ٢٢١	٠٤ر	٤٤٢ر
٣٩ - ٣٠	١٦	٣٥	- ٤٢	- ١٨٩	٠٨ر	٨٨٥ر
٤٩ - ٤٠	٢٢	٤٥	- ٣٢	- ١٣٦	١٦ر	١٧٧٠ر
٥٩ - ٥٠	٢٧	٥٥	- ٢٢	- ٩٣	٢٦ر	٢٨٨٢ر
٦٩ - ٦٠	٣٥	٦٥	- ١٢	- ٥١	٣٥ر	٢٨٧٢ر
٧٩ - ٧٠	٤٥	٧٥	- ٢	- ٠٩	٤٠ر	٤٤٢٤ر
٨٩ - ٨٠	٤٢	٨٥	٨	+ ٣٤	٣٨ر	٤٢٠٣ر
٩٩ - ٩٠	٢٨	٩٥	١٨	+ ٧٧	٣٠ر	٢٣١٨ر
١٠٩ - ١٠٠	١٩	١٠٥	٢٨	+ ١١٩	٢٠ر	٢٢١٢ر
١١٩ - ١١٠	١٤	١١٥	٣٨	+ ١٦٢	١١ر	١٢١٧ر
١٢٩ - ١٢٠	١٢	١٢٥	٤٨	+ ٢٠٤	٠٥ر	٥٥٣ر
* (١٣٩ - ١٣٠)	صفر	(١٣٥)	(٥٨)	+ ٢٤٧	٠٢ر	٢٢١ر
	٢٦٠ = ن					مجمك = ٢٥٩٩٩

- (*) فئة مضافة للحصول على قيم لانهائية في التوزيع الاعتدالي .
 (**) تعامل ص (منتصف الفئة) على أنها تمثل (س) أي الدرجة الخام لكل فئة .
 (***) تم حساب المتوسط وبلغ م = ٧٧ .
 (****) تم حساب الانحراف المعياري وبلغ ع = ٢٣ .
 (*****) المقدار الثابت = $\frac{٢٦٠}{٢٣} \times ١٠ = ١١٠٦٤$

(٢) تحويل التوزيع الامبريقي الى توزيع اعتدالي باستخدام المساحات :

حيث أن المساحات في المنحنى الاعتدالي تدل على تكرار متجمع نسبي فانشأ نستطيع الاستعانة بذلك في تحويل التكرار الامبريقي الى تكرار متجمع نسبي . ثم نستعين بهذا التحويل في معرفة الدرجات المعيارية المقابلة لهذا التكرار الجديد .

ويوضح الجدول رقم (٢٨) التكرار المتجمع المعاد والتكرار المتجمع المعاد النسبى والدرجات المعيارية المقابلة لكل تكرار نسبى .

جدول (٢٨) تحويل التكرار الامبريقي الى توزيع اعتدالى باستخدام المساحات

الفئات	ك	التكرار المتجمع المعاد	التكرار المتجمع النسبى	د
١١ - ١٣	١	١	٠.٢	٢٠.٥ -
١٤ - ١٦	٢	٤	٠.١	١٢.٨ -
١٧ - ١٩	٢	٦	٠.١٤	١٠.٨ -
٢٠ - ٢٢	٥	١١	٠.٢٦	٦.٤ -
٢٣ - ٢٥	٥	١٦	٠.٣٨	٣.١ -
٢٦ - ٢٨	٤	٢٠	٠.٤٨	٠.٥ -
٢٩ - ٣١	٧	٢٧	٠.٦٤	٣.٦ +
٣٢ - ٣٤	٥	٣٢	٠.٧٦	٧.١ +
٣٥ - ٣٧	٦	٣٨	٠.٩٠	١٠.٨ +
٣٨ - ٤٠	٢	٤٠	٠.٩٥	١٦.٤ +
٤١ - ٤٣	١	٤١	٠.٩٨	٢٠.٥ +
٤٤ - ٤٦	٠	٤١	٠.٩٨	٢٠.٥ +
٤٧ - ٤٩	١	٤٢	١.٠٠	
	٤٢			

ويمكن الاعتماد على الدرجات المعيارية التى حملنا عليها فى هذا الجدول فى تحويل التوزيع الامبريقي الى توزيع اعتدالى باستخدام الخطوات التى تتلو الحمول على الدرجة المعيارية فى الطريقة السابقة .

كيف يمكن الحكم على اعتدالية التوزيع ؟

يمكن للباحث السير في إجراءات تحويل التوزيع الامبريقي الى التوزيع الاعتدالي حسب الخطوات السابقة ، بعدها يختبر فرض الاعتدالية باستخدام بعض طرق الاحماء الاستدلالي التي سنتناولها فيما بعد (أشهرها كاي^٢) . الا أنه أحيانا قد يعتمد على الحكم الانطباعي على التوزيع من خلال الشكل العام له ، وهذه الطريقة لا تكون مأمونة العواقب الا اذا كان التوزيع الامبريقي لا ينحرف بالفعل عن الاعتدالية انحرافا شديدا .

الا أن الشائع اختبار خامتين هامتين تحددان مدى اقتراب التوزيع أو ابتعاده عن الاعتدالية وهما الالتواء والتفرطح . وتتوافر طرق متعددة لهذا الاختبار (أشهرها الاعتماد على المقاييس المختلفة للسرعة المركزية والتشتت) سنشير اليها فيما بعد . الا أننا نذكر هنا الطريقة المباشرة والتي تتلخص فيما يلي :

(١) حساب الالتواء على أنه متوسط مكعب الدرجات المعيارية (أي مرفوعة للأس الثالث)

$$\frac{\text{مجمد}^3}{n} = \text{الالتواء}$$

فاذا كان التوزيع اعتداليا يكون الالتواء صفريا ، أما اذا كانت قيمته سالبة أو موجبة دل ذلك على أن التوزيع ملتويا في الاتجاه المحدد ، وكلما زادت قيمة الالتواء دل ذلك على نقصان الانتظام في التوزيع والانحراف عن الاعتدالية .

(٢) حساب التفرطح على أنه متوسط الدرجات المعيارية مرفوعة للأس

$$\frac{\text{مجمد}^4}{n} = \text{التفرطح}$$

فاذا كان التوزيع اعتداليا يكون مقدار تفرطه ٣ ، فاذا زاد مقدار التفرطح المحسوب على ذلك يكون التوزيع مديبا ، أما اذا قلت القيمة عن ذلك كان التوزيع مسطحا .

وبالطبع يععب حساب الالتواء والتفرطح يدويا بهذه الطريقة ، ومن حسن الحظ أن كثيرا من برامج الاحماء الواسعة الاستخدام الحاسوب (الكمبيوتر) تحسب كلا من الالتواء والتفرطح بطريقة روتينية .

الفصل الحادى عشر

مبادئ الإحصاء الاستدلالي:

الخطأ المعياري والدلالة الإحصائية

معنى الإحصاء الاستدلالي :

يهتم الإحصاء الاستدلالي في جوهره بمسألة مدى اقتراب إجاباتنا الإحصائية (مثل المتوسط والانحراف المعياري ومعامل الارتباط وغيرها) من الحقيقة . فعادة ما يستخدم الباحثون العينات لتمثيل الأصول الأكبر . والأصل من وجهة الإحصائية هو أى مجموعة كلية محددة ، إلا أننا بسبب كثير من المعوقات العملية لانستطيع قياس الأصل ، بل قد يكون من غير الضروري بل ومن ضياع الجهد أن نفعل ذلك . ولذلك نلجأ عادة الى فكرة العينة - التى تناولناها بالتفصيل فى الفصل الثالث - ومع ذلك قد نكون فى حاجة الى التعميم الذى يتعدى حدود العينة الى الأصول الكلية وذلك للوصول الى قرارات علمية تتعدى حدود الملاحظات التى يقوم بها الباحث فى وقت معين ومكان محدد ، أو اتخاذ قرارات عملية تنطبق على مجموعات أكبر من الأفراد أو الحالات .

وبالطبع نحن نستخدم القيم المحسوبة (المتوسط الحسابي والانحراف المعياري مثلا) لوصف خصائص عينات معينة ، فإذا أردنا أن نستخدم نفس القيم الإحصائية فى أغراض التعميم التى أشرنا إليها فيجب أن نحدد مدى المخاطرة التى نقوم بها إذا أخطأنا . وهذا ما يهتم به فى الإحصاء الاستدلالي .

وعلى ذلك فلو أراد الباحث أن يجيب على سؤال حول ماهو العمر الذى تصدر فيه عن الطفل المصري (الأصل الكلى) أول كلمة منطوقة وذلك من معرفته من دراسته على ١٠٠ طفل (عينة عشوائية ممثلة) * أن متوسط

* يقوم الإحصاء الاستدلالي فى جوهره على الافتراضين الأساسيين للعينة العشوائية وهما افتراض التمثيل للأصل الكلى وافتراض المصادفة ، وقد تناولناهما فى الفصل الثالث . وأى افتراضات أخرى غير ذلك تتضمن أنواعا غير معروفة من التحيزات لا يمكن الاعتماد عليها فى حساب الخطأ المعياري (الذى هو فى جوهره خطأ العينات) .

العمر المحسوب من هذه العينة هو ٤٠ أسبوعاً ؟ الاجابة على السؤال تدخل في صميم الاحصاء الاستدلالي الذي هو في جوهره استدلال استقرائي يعمم من الجزء (العينة) الى الكل (الأصل) .

ومعنى ذلك أننا حين نحمل على متوسط عينة قمنا بقياسها فليس أحد الجوانب فاننا قبل أن نقول ان هذا المتوسط الذي حملنا عليه يصف بالفعل متوسط الأصل الكلي الذي اشتقت منه فاننا في حاجة الى أساس يؤكد لنا أنه لا ينحرف (لا يختلف) كثيراً عن متوسط الأصل الكلي . ولحسن الحظ يتوافر لنا مفهوم احصائي يفيد في اعطائنا معطيات عن مدى اختلاف المتوسط المحسوب مثلاً (متوسط العينة) عن متوسط الأصل اذا توافرت شروط معينة ، وهذا المفهوم الاحصائي الذي يفيد في هذا الغرض هو الخطأ المعياري ، والذي يحدد لنا مدى دقة القيم المحسوبة في تقدير قيم الأصل الاحصائي الكلي العام .

البارامترات والاحصاءات :

يعتمد الاحصاء الاستدلالي في جوهره على عملية المعاينة Sampling . واستخدام احصاء العينات يعتمد على توافر شروط معينة - تناولناها في الفصل الثالث - واذ لم تتوافر فان الخطأ المعياري - مهما استخدمنا الدقة في حسابه - قد يؤدي بنا الى نتائج مضللة أو في أحسن الأحوال يعطينا تقديرات يمكن منها اتخاذ قرارات واستنتاج نتائج دون يقين كامل بالطبع ، وانما بدرجات متفاوتة من هذا اليقين يمتد من الشك الكبير الى اليقين الكبير ، وعلى الرغم من هذه الحدود التي يجب التنبيه اليها في نظرية العينات الا أننا بدون العينة والاحصاء الاستدلالي المعتمد عليها نكاد تعجز عن الوصول الى نتائج تقبل التعميم ولها قيمة علمية أو عملية .

ونحب بادىء ذي بدء أن نحدد بعض المفاهيم . فكلية الأصل الكلي هي ترجمتنا لكلمة Population . وفي كتب الاحصاء العربية

توجد ترجمات مختلفة لهذا المصطلح منها سكان ، مجتمع إحصائي ، وغيرهما . وفكرة علم الإحصاء عن الأمل الكلي تختلف عن الفكرة الشائعة ، فهي لا تتضمن معنى العدد الكلي لسكان دولة أو مدينة أو منطقة جغرافية كما هو الحال في التعداد ، وإنما تتحدد هذه الكلمة في البحوث الإحصائية عادة تحديداً اعتباطياً وذلك بتسمية وتعيين خصائص هذا الأمل الكلي النوعية . فقد يكون الطلاب الجدد بالتعليم الجامعي أو الطلاب الجدد بإحدى الجامعات بل بإحدى الكليات بل في أحد الأقسام . وقد يكون الأطفال الذكور من ٦ سنوات في محافظة معينة أو مدينة معينة أو قرية معينة أو حي معين . وقد يكون عدد المقيدين بجداول الانتخابات في محافظات مصر أو إحدى المحافظات أو إحدى الدوائر . وفي جميع هذه الحالات وغيرها نجد أن الأمل هو جماعة من الناس . وقد يشمل بالطبع جماعات أو مجموعات من الحيوانات أو الأشياء أو النباتات أو الأفكار أو الكلمات أو أنماط السلوك أو الملاحظات أو الأخطاء . وفي اللغة الإنجليزية تستعمل كلمة Population للأصول الكلية الإحصائية الإنسانية وكلمة Universe للأصول الكلية الإحصائية غير الإنسانية . إلا أننا نفضل استخدام تعبير " أمل كلي " في العربية ليشمل هذه الفئات جميعاً . وبالطبع فإن بعض الأصول قد يكون معروف الحجم (كتلاميذ إحدى المدارس أو محتوي مقرر معين) والبعض الآخر قد تكون حدوده غير معلومة الحجم (كأطفال جمهورية مصر العربية ، أو جميع أساليب الأداء التي تظهر في الذكاء) . وبالطبع فإن بعض الأصول التي تبدو غير معلومة يمكن عد وحداتها إذا توافر الوقت والجهد . إلا أننا في واقع الأمر لانستطيع ولهذا فإن معظم الإحصاء الاستدلالي يقوم على افتراض عدم معلومية حجم الأصول .

وبالطبع إذا كان بإمكاننا قياس جميع أفراد الأمل الكلي بحيث نستطيع في الواقع حساب مؤشرات النزعة المركزية والتشتت (مثلاً) لهذا الأمل كما نفعل مع العينات فإننا نحصل على مايسميه الإحصائيون البارامترات (المعلمات) Parameters . وبالطبع فإن

بارامترات الأمل هذه لها وجودها سواء حسبناها أم لم نحسبها. وعادة ما يرمز لمتوسط الأمل (كبارامتر) بالحرف اليوناني μ وللانحراف المعياري للأمل بالحرف اليوناني σ . أما القيم المحسوبة من بيانات العينات فتسمى الاحصاءات (ومفردها احصاء Statistic) وفى اللغة الانجليزية يشار الى متوسط العينة (كاحصاء) بالحرف الرومانى M وللانحراف المعياري للعينة (كاحصاء أيضا) بالحروف الرومانى S . وسوف نستخدم فى هذا الكتاب بدائل لهذه الرموز باللغة العربية فى سياق الاحصاء الاستدلالي على النحو الآتى :

- م = متوسط الأمل .
- ع = الانحراف المعياري للأمل .
- م = متوسط العينة .
- ع = الانحراف المعياري للعينة .

ونحن نهدف من الاختيار الجيد للعينات - على النحو المبين فى الفصل الثالث - الى أن نعمل الى احصاءات تقترب من البارامترات المقابلة لها اقترابا كبيرا . فمن الاحصاءات الملاحظة والمحسوبة قد نسعى الى الوصول الى استنتاجات عن البارامترات الاحصائية للأمل . فباستخدام مفهوم الخطأ المعياري وغيره من مفاهيم احصاء العينات (أو الاحصاء الاستدلالي) يمكننا أن نقرر مدى انحراف احصاءاتنا المحسوبة عن البارامترات الاحصائية المقابلة لها .

مفهوم الخطأ المعياري :

لنفرض أننا نتعامل مع أمل كلى أمكن تحديد متوسطه وانحرافه المعياري ، وليكن ٥٠ ، ١٠ على التوالي ، فى المقياس الذى نستخدمه . وبالطبع نحن لانعلم هذه البارامترات الاحصائية عادة ، ولكن على سبيل التوضيح نفرض أن ذلك حدث بالفعل وحملنا على القيم كما قلنا . ولنفرض أيضا أننا اخترنا عينات عشوائية متعددة . من هذا الأمل

ويبدل الاختلاف الذي قد نلاحظه بين الاحماء (القيمة الاحصائية المحسوبة للعينه كالمتوسط أو الانحراف المعياري) والبارامتر المقابل لها في الأصل على خطأ في التقدير ، ويمكن تقدير حجم هذا الخطأ بما يسمى الخطأ المعياري Standard Error . وسوف يزداد المفهوم وضوحاً من عرضنا للخطأ المعياري للاحماءات المختلفة التي سبق أن تناولناها في الاحماء الوصفي وهي المتوسط والانحراف المعياري ومعامل الارتباط .

الخطأ المعياري للمتوسط

لنبدأ بالمتوسط ؛ انشا في حاجة الى فهم تشتت متوسطات العينات في هذا الاطار . وتحديد الى أي مدى تختلف هذه المتوسطات عن متوسط الأصل (البارامتر) . واذا كان لنا أن نستخدم متوسط العينة كتقدير لمتوسط الأصل فان أي انحراف لمتوسط العينة هذا عن متوسط الأصل يعد خطأ في التقدير . وبقيدنا الخطأ المعياري للمتوسط في هذه الحالة في تحديد حجم أخطاء التقدير هذه في عينة بالذات ، وهو على هذا النحو يلعب بالنسبة للعينات نفس الدور وله نفس المعنى الذي للانحراف المعياري بالنسبة للحالات الفردية في العينة الواحدة . وهكذا يمكن تعريف الخطأ المعياري للمتوسط كما يلي : " الخطأ المعياري للمتوسط هو الانحراف المعياري لتوزيع متوسطات العينات " .

ولتمييز هذا الانحراف المعياري عن النوع المعتاد الذي يحسب لكل عينة على حدة يسميه الاحصائيون الخطأ المعياري . ولحساب الخطأ المعياري للمتوسط على نحو مباشر نحن في حاجة الى قيمتين أساسيتين هما : الانحراف المعياري للأصل كمعلم ، وحجم العينة . ومع أننا لانعرف عادة الانحراف المعياري للأصل بل يستحيل ، أو يندر حسابه ، الا أننا نستطيع تقديره كما سنبين فيما بعد .

ويمكن تقدير الخطأ المعياري للمتوسط المحسوب كاحصاءة من بارامتر احصائي معلوم للأصل الكلي بالمعادلة الآتية :

$$\sigma_m = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad (1)$$

حيث يدل الرمز σ_m على الخطأ المعياري للمتوسط .

σ على الانحراف المعياري للأصل (البارامتر) .
 n على عدد الأفراد أو الحالات في العينة (وليس عدد المتوسطات في توزيع العينة) .

تدريب :

(احسب الخطأ المعياري لمتوسط عينة حجمها ٢٥٠ شخصا مشتقة من أصل احصائي انحرافه المعياري ١٠ ، الجواب = ٠.٦٧) .

ومعنى ذلك أن الخطأ المعياري للمتوسط يتناسب طرديا مباشرة مع الانحراف المعياري للأصل ويتناسب عكسيا مع حجم العينة ، أو بلغة أدق مع الجذر التربيعي لحجم العينة . أي أنه حين يتشتت أفراد الأصل تشتتت واسعا فإن متوسطات العينات المشتقة من هذا الأصل سوف تتشتت أيضا تشتتًا واسعًا . ولكننا حين نستخدم عددا كبيرا من الأفراد في كل عينة فإن متوسطات العينات سوف تتشتت تشتتًا أقل حول القيمة المركزية لها (أي متوسط هذه المتوسطات فعلا) ، وحين يعمل حجم العينة إلى حجم الأصل فإن انحراف متوسط العينة عن الأصل يصبح مفرا بالطبع . والخطأ المعياري لهذا المتوسط يصبح مفرا أيضا . بينما لو كان عدد الأفراد في العينة فردا واحدا فإن الخطأ المعياري للمتوسط في هذه الحالة يصبح مساويا للانحراف المعياري للأصل تماما ، وبين هذه الطرفين توجد مقادير مختلفة من الخطأ المعياري حسب زيادة حجم العينة .

إلا أن المعادلة السابقة تتطلب معرفة أحد بارامترات الأصل وهو انحرافه المعياري لحساب الخطأ المعياري للمتوسط . وهذا مستحيل في

معظم الحالات ، بل اننا لو عرفنا بارامترات الأهل نكون في غنى كامل عن معرفة احصاءات العينة بالطبع. ولذلك فان من المعتاد الحصول على تقدير لهذا الخطأ المعياري من احصاءات العينة المتاحة (المتوسط والانحراف المعياري) .

(١) تقدير الخطأ المعياري للمتوسط من معرفة الانحراف المعياري للعينة :

اننا حين نصف العينة احصائيا عادة مانحمل على الانحراف المعياري الى جانب المتوسط ، فاذا حملنا على هاتين الاحصائيتين يمكن تقدير الخطأ المعياري للمتوسط بالمعادلة الآتية :

$$(٢) \quad \frac{e}{\sqrt{n-1}} = e_m$$

حيث الرمز e_m = الخطأ المعياري للمتوسط .
 e = الانحراف المعياري للعينة .
 n = عدد الأفراد أو الحالات في العينة .

ويرى بعض العلماء أنه لو كانت العينة كبيرة ($n = 30$ أو أكثر) يمكن أن تصبح المعادلة كما يلي :

$$(٣) \quad \frac{e}{\sqrt{n}} = e_m$$

والفرق بين المعادلتين ينبهنا الى حقيقة هامة هي أن الانحراف المعياري المحسوب كاحصاءة للعينة هو تقدير متحيز للانحراف المعياري لعينات من حجم معين، وكلما ازدادت العينات صفرا في عددها كانت أكثر تحيزا . ويرى (Guilford & Fruchter, 1978) أنه لا يوجد تغير مفاجئ ينشأ عن استخدام عينة حجمها 30 حالة ولذلك فان كثيرا من الباحثين في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية يظلون استخدام المعادلة رقم (٢)

مهما بلغ حجم العينات *، صحيح أن نتائج استخدام هذه المعادلة قد لا تتفق مع الطريقة الثانية التي سنشير إليها والتي يفضلها معظم علماء الإحصاء إلا أن ذلك أكثر احتمالاً في الحدوث في حالة العينات الصغيرة .

(٢) تقدير الخطأ المعياري للمتوسط من أفضل تقدير للانحراف المعياري للأصل (كبارامتر) :

تعتمد هذه الطريقة على أن الانحراف المعياري المحسوب لأي عينة كاحصاء عادة ما يكون أصغر من الانحراف المعياري للأصل الذي تشتق منه العينة . ويستخدم في تقدير (ع) أي الانحراف المعياري (كبارامتر) من الانحراف المعياري للعينة (كاحصاء أو ع) المعادلة الآتية :

$$(٤) \quad \sqrt{\frac{\text{مجم ح}^2}{n-1}} = \text{ع}$$

حيث الرمز ع = الانحراف المعياري للأصل .
 مجم ح^٢ = مربعات الانحرافات عن متوسط العينة .
 ن = عدد الحالات في العينة .

مفهوم درجات الحرية :

تتضمن المعادلتين (٤، ٢) مفهومًا هامًا سنستخدمه كثيرًا فيما بعد حين نتناول أخطاء العينات (أي انحراف الاحصاءات عن البارامترات) وخاصة بالنسبة للعينات الصغيرة هو مفهوم درجات الحرية .

إننا لو قارنا بين المعادلة (٤) التي نستخدم في تقدير الانحراف المعياري للأصل بالمعادلة الأساسية للانحراف المعياري التي عرضناها في الفصل الثامن وهي:

$$\sqrt{\frac{\text{مجم ح}^2}{n}} = \text{ع}$$

* لعلنا نذكر القارئ أن (ن) وليس (ن-١) استخدمت في حساب جميع الاحصاءات الوصفية التي تناولناها في الفصول السابقة .

سنجد أن الفرق بين المعادلتين هو في المقام حيث (ن - ١) ، (ن) على التوالي . وقد يبدو الفرق بينهما ضئيلا أو تافها وبالطبع فهو ضئيل عدديا إذا كانت العينة كبيرة كما أشرنا ، إلا أنه يوجد اختلاف جوهري بينهما في المعنى .

فالقائمة (ن - ١) هي التي تسمى درجات الحرية Degrees of Freedom وهو مفهوم عام تطور خلال القرن العشرين مع تطور ما يسمى احصاء العينات الصغيرة. وبالطبع فإن عدد درجات الحرية لا يكون في جميع الأحوال وبالنسبة لجميع القيم الاحصائية (ن - ١) ولكنه يختلف من احصاءة لأخرى ، كما سنوضح فيما بعد ، إلا أن ما يهمنا أن نوضحه الآن هو لماذا تكون درجات الحرية (ن - ١) في حالتنا هذه ، وقبل ذلك يحسن أن نوضح المقصود بالحرية في هذا السياق .

إن مفهوم الحرية هنا يقصد به الحرية في الاختلاف في ضوء قيود احصائية معينة . فإذا طبقنا هذا المفهوم هنا نقول أن الانحراف المعياري يحسب من التباين (فهو الجذر التربيعي للتباين كما أشرنا في الفصل الثامن) ، والتباين يحسب من الانحرافات عن المتوسط. ومعنى ذلك أن هناك في هذه الحالة قيودا فقط على حرية الدرجات في الاختلاف (هو الانحراف عن المتوسط) إذا استخدمنا الانحرافات عن متوسط العينة كاحصاءة في تقدير الانحراف المعياري للأصل (كبارامتر) . ومعنى ذلك أن (ن - ١) تساوي في هذه الحالة درجات الحرية في تقدير تباين الأصل والانحراف المعياري له من انحرافات درجات العينة عن متوسطها .

واليك المثال التالي : نفرض أن لدينا القيم الآتية :

٥ ، ٧ ، ١٠ ، ١٢ ، ١٦ ومتوسطها ١٠

فإذا أردت أن نستخدم هذه الاحصاءة ١٠ (متوسط العينة) في تقدير الانحراف المعياري للأصل فدعنا نذكرك بأن من الخصائص الرياضية للمتوسط

الحسابي أن مجموع الانحرافات عنه يساوي صفراً ، ومعنى ذلك أن الانحرافات الخمسة عن هذا المتوسط هي :

$$- 5 , - 2 , 0 , 2 , 6 \text{ ومجموعها صفر .}$$

فإذا راعينا توافر هذا الشرط (مجموع الانحرافات عن المتوسط الحسابي يساوي صفراً) فكم من هذه الانحرافات يحتاج إلى التغيير إذا تغيرت العينة بعينات أخرى مشتقة من نفس الأصل ومع ذلك يبقى مجموع هذه الانحرافات صفراً ؟

إننا بشيء من التفكير أو بشيء من المحاولة والخطأ نستكشف أنه لو تغير من هذه الانحرافات الخمسة أربعة فقط ، وأى أربعة منها ، فإن الانحراف الخامس عن المتوسط يتحدد بشكل حتمي ، خذ مثلاً :

$$- 8 , - 4 , 1 , 2$$

أن ذلك يعني أننا لكي نحصل على مجموع صفري للانحرافات فإن القيمة الانحرافية الخامسة لابد أن تكون $+ 13$. (هل يمكنك أن تحسب المتوسط في هذه الحالة ؟) ويمكن تغيير أى أربع قيم أخرى وفي جميع الأحوال نجد أن القيمة الخامسة ستتحدد بشكل حتمي للحمول على المجموع الصفري هذا . ومعنى ذلك أن ٤ قيم فقط من بين القيم الخمس (أى ٨ -) هي التي لديها حرية التغير والاختلاف باختلاف العينات أما القيمة الخامسة فهي حتمية التحديد ، ولعلك أدركت أن الحرية هنا تعني أيضاً الاستقلال ، ومن المعروف أن قوانين المصادفة والعشوائية لاتعمل بحرية إلا في حالة استقلال الملاحظات ، كما أن قوانين الاحتمال لاتعمل إلا ضمن هذه الشروط ، وعلى ذلك فمفهوم درجات الحرية وثيق العلة بهذه المفاهيم الأساسية .

(٣) الخطأ المعياري للمتوسط كما يقدر مباشرة من مجموع المربعات :

سواء كنا نقدر الخطأ المعياري للمتوسط من الانحراف المعياري للعينة أو من أفضل تقدير للانحراف المعياري للأصل ، فإننا نلجأ إلى الخطوات متماثلة ولكن بترتيب مختلف . وهذه الخطوات هي القسمة على (ن - ١) ثم على (ن) . فإذا لم تكن مهتمين فليس يحوشنا بمعرفة قيمة هذين المقدارين أي : الانحراف المعياري للعينة وأفضل تقدير للانحراف المعياري للأصل فإننا نجمع العمليتين معا فليس معادلة واحدة تعتمد على مربعات انحرافات درجات أفراد العينة عن متوسطها هي :

$$\sigma_m = \sqrt{\frac{\sum x^2}{n(n-1)}}$$

تفسير الخطأ المعياري للمتوسط :

لنفرض أننا طبقنا أحد الاختبارات النفسية على عينة من الأفراد عددها ٥٠ وحسبنا الانحراف المعياري لها فبلغ ١٠.٤٥ . فإننا نستطيع أن نحسب الخطأ المعياري لمتوسط هذه العينة بالمعادلة رقم (٢) فيصبح :

$$\sigma_m = \frac{10.45}{\sqrt{49}} = 1.49 \text{ أي مرا تقريبا .}$$

وبعد أن نحسب الخطأ المعياري يصبح سؤالنا هو :

إلى أي حد تختلف متوسطات العينات ، ومنها متوسط العينة الذي حملنا عليه ، عن متوسط الأصل وخاصة إذا كانت عيناتنا عشوائية ؟

إننا بالطبع لانعرف متوسط الأصل ، إلا أننا من الخطأ المعياري البالغ ١.٤٩ ، والذي يعتبر انحرافا معياريا لمتوسطات عينات كثيرة نستنتج أن متوسطات هذه العينات (التي لا بد أن يتألف كل منها من حالات عددها ٥٠) لن يختلف عن متوسط الأصل في أي من الاتجاهين (الزيادة أو النقص)

بأكثير أو أقل من خطأ معياري واحد (الذي هو في جوهره انحراف معياري) في حوالي ثلثي المرات (أو $\sqrt{68}$ على وجه الدقة) كما هو متوقع من المنحنى الاعتدالي (راجع الشكل ٢٨) . ونحن نستنتج هذا لأنه في عينة كبيرة مثل ٥٠ يمكننا أن نفترض أن متوسطات العينات المماثلة لها في العدد تتوزع توزيعاً اعتدالياً . وهذا الافتراض يجعل من الممكن لنا أن نعمل إلى عدد من الاستنتاجات لاستطيع أن نعمل اليها بدونها . وعلينا أن نتذكر في جميع الحالات أنه حتى لو كان توزيع الأصل غير اعتدالي فإن المتوسطات المحسوبة لعينات كثيرة مشتقة من هذا الأصل يحتمل أن تتوزع توزيعاً اعتدالياً .

ومعنى ذلك أننا في مثالنا الحالي يمكننا أن نستنتج أنه في ثلثي متوسطات العينات المماثلة ($n = ٥٠$ في كل حالة) ستكون هذه المتوسطات في مدى يمتد نقماً وزيادة عن متوسط الأصل بما يساوي ١ وحدة انحراف معياري (أو خطأ معياري) ويمكن التعبير عن ذلك بصورة أخرى بالقول بأنه توجد فرصة واحدة من بين كل ثلاث فرص ($\frac{1}{3}$) أن يختلف متوسط العينة بمقدار ١ عن متوسط الأصل في أي من الاتجاهين . ويمكن أن نوجز هذين الاستنتاجين على النحو الآتي :

(١) نسبة المساحة الاعتدالية المحصورة بين $-ع_m + ع_m$ إلى المساحة الكلية $= ٢ : ٣$.

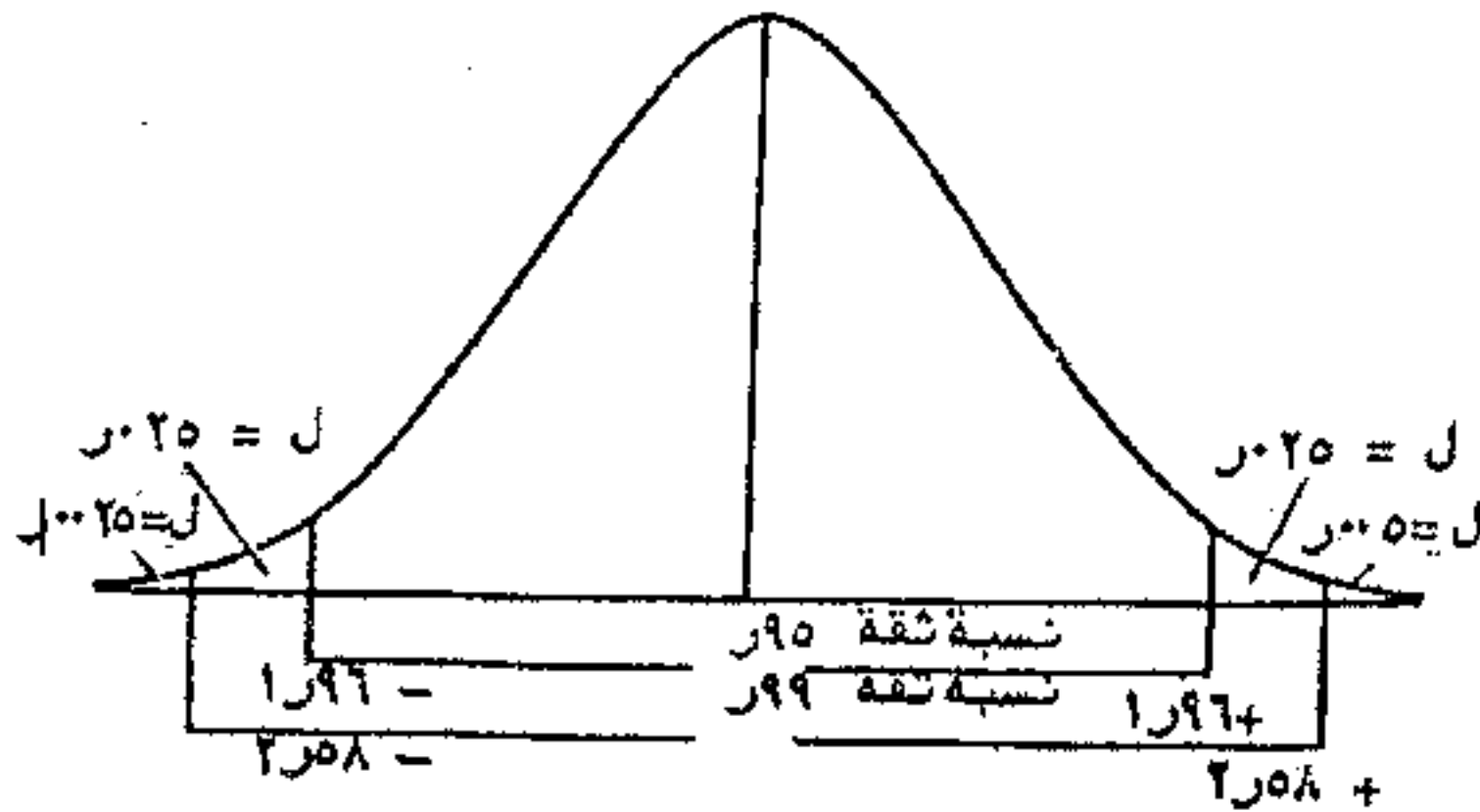
(٢) احتمال وقوع المتوسط خارج هذا المدى $= ١ : ٣$.

(٣) يمكن أن نستنتج مما سبق أن نسبة احتمال وجود هذا المتوسط في هذا المدى إلى احتمال عدم وجوده في هذا المدى $= ٢ : ١$.

حدود الثقة ومستويات الدلالة الاحصائية

يمكننا القول في ضوء ما سبق أن القيم المحصورة بين $+ع_m$ ، $-ع_m$ ، (حيث $م =$ احصاءة متوسطة العينة ، $ع_m =$ الخطأ المعياري لهذا المتوسط) تساوي ثلثي الحالات أو $\sqrt{68}$ من الحالات تقريبا التي يحتمل أن يقع فيها متوسط الأصل (م) كباراً من $م$ ويمكن التعبير عن ذلك بلغة المنحنى

الاعتدالى فنقول أن المساحة المحصورة بين هذين الحدين هي ٠.٦٨
 أما المساحة التي تخرج عن هذا النطاق تساوي ٠.٣٢ . وتعد القيمة
 ٠.٦٨ من قبيل نسبة احتمال الحدوث . أى أننا فى حالة المتوسط
 يمكن أن نقول أن المتوسط كبارا متر يحتل أن يقع فى مدى يمتد بين
 متوسط العينة المحسوب كإحصاءة مضافا اليه خطأ معيارى واحد أو
 مطروحا منه خطأ معيارى واحد (باعتبار الخطأ المعيارى له نفس
 معنى الانحراف المعيارى كما بينا) بمساحة ثقة أو يقين مقدارها
 ٠.٦٨ ، أما النسبة ٠.٣٢ فهي مساحة الخطأ أو الشك فى هذه الحالة والتي
 تنتزع على طرفى التوزيع الاعتدالى لتصبح فى هذه الحالة ١٦ عند كل طرف منها .
 وعلى هذا الأساس نستطيع القول - فى ضوء نموذج المنحنى
 الاعتدالى أيضا - أن المساحة المحصورة بين (م + ١.٩٦ ع م) (م - ١.٩٦ ع م)
 تساوى ٠.٩٥ . وتدل فى هذا على نسبة الثقة أو اليقين والمساحة التي
 تخرج عن هذا النطاق والتي تساوى ٠.٠٥ . تمثل نسبة الشك . وبالمثل
 فإن المساحة المحصورة بين (م + ٢.٥٨ ع م) ، (م - ٢.٥٨ ع م) تساوى
 ٠.٩٩ . والمساحة التي تخرج من هذا النطاق تساوى ٠.٠١ . وتعد ٠.٩٥ ، ٠.٩٩
 فى هاتين الحالتين حدود الثقة أو اليقين ، والقيم ٠.٠٥ ، ٠.٠١ حدود
 الشك . ويوضح الشكل رقم (٤٠) كيف حسبت هذه المساحات . ولعلك
 لاحظت أن الخطأ المعيارى عومل فى هذه الحالة معاملة الدرجة المعيارية .



الشكل (٤٠) حدود الثقة والشك عند خطأين معياريين للمتوسط
 مقدارهما ± 1.96 ، ± 2.58

ولعلك لاحظت أيضا أن نسبة الشك في الحالتين كانت مجموع النسبتين الخارجيتين عن نطاق الثقة أو اليقين في طرفي التوزيع الاعتدالي. بالنسبة ٠.٥ في حالة الخطأ المعياري ± 1.96 هي في الواقع حامل جمع الاحتمالين (٠.٢٥ + ٠.٢٥) أي ٠.٥ عندما يكون الخطأ المعياري موجبا، ٠.٢٥ عندما يكون الخطأ المعياري سالبا، وكذلك الشأن في النسبة ٠.١ في حالة الخطأ المعياري ± 2.58 (أي ٠.٠٥ + ٠.٠٥ = ٠.١).

وقد اتفق العلماء على اعتبار النسبتين أو المساحتين ٠.٥، ٠.١ أفضل حدين للشك في القيم الاحصائية (الاحصاءات) التي نحمل عليها، ويسمى كل من هذين الحدين بمستوى الدلالة الاحصائية. بمستوى الدلالة ٠.٥ يسمح بانحراف عن الاحصاءة المحسوبة بترك ٥٪ من مساحة المنحنى الاعتدالي في طرفية خارج نطاق الثقة أو اليقين بحيث تكون النسبة عند كل طرف مقدارها ٢.٥٪ (أو ٠.٢٥) وهذه المساحة تتحدد في العينات الكبيرة (الأكبر من ٣٠) بدرجة معيارية مقدارها ١.٩٦ سلبي أو ايجابيا.

أما المستوى ٠.١ فيسمح بترك مساحة مقدارها ١٪ خارج نطاق الثقة أو اليقين في طرفي المنحنى الاعتدالي أيضا بحيث تكون النسبة عند كل طرف مقدارها ٠.٥٪ (أو ٠.٠٥). والدرجة المعيارية التي تتحدد عندها هذه المساحة هي ٢.٥٨ سالبة أو موجبة.

ويمكن الاستفادة بمفهوم الدلالة الاحصائية في تحديد درجة شبات القيم الاحصائية (الاحصاءات) التي نحصل عليها من العينات. لنفرض أننا حصلنا على متوسط يساوي ٢٩.٦ وحسبنا الخطأ المعياري له فبلغ ٥.١. ان الباحث لا بد له أولا في اختيار أحد مستوى الدلالة اللذين أشرنا اليهما في تحديد درجة الثقة أو الشك في أي احصاءة أخرى من نفس النوع يمكن أن نحصل عليها في المستقبل. فإذا اخترنا المستوى ٠.٥ فإننا نحديد مساحة الشك أو عدم اليقين التي تقابل الدرجة المعيارية ١.٩٦. وفي

هذه الحالة تصبح هذه المساحة هي تلك التي تزيد أو تنقص عن المدار ± 2.9 (أي ٢٩٦ وهي الدرجة المعيارية $x=1$ وهو الخطأ المعياري*) . ومعنى ذلك أن أي متوسط جديد لا يزيد أو ينقص عن متوسط العينة المحسوب كاحصاءة بما يساوي ± 2.9 يمكن النظر إليه على أنه يقدر متوسط الأمل كبارامتر بحد من الشك هو ٠.٥ (أي مستوى ثقة ٩٥ ٪) . وحيث أن حدود الثقة هذه هي ± 2.9 وحدة انحرافية عن المتوسط المحسوب للعينة فإن هذه الحدود في مثالنا المشار إليه تصبح كما يلي :

$$267 = 296 - 29$$

$$325 = 296 + 29$$

ويحدد المقداران ٢٦٧ ، ٣٢٥ على التوالي ما يسمى مسافة الثقة التي يحتمل أن يقع فيها متوسط الأمل كبارامتر . والاحتمال المرتبطان بهذه المسافة هما ٩٥ ٪ ثقة ، ٠.٥ شك . ويعقد نفس التفسير على مستوى ٠.١ حيث أن أي قيمة أي متوسط جديد يمكن أن تختلف عن متوسط العينة كاحصاءة زيادة أو نقصا بما لا يتجاوز ± 2.9 (وهي عبارة عن حاصل ضرب الدرجة المعيارية ٢.٥٨ في الخطأ المعياري للمتوسط المحسوب وهو كما ذكرنا مرارا) . وأي احصاءة متوسط في عينة جديدة تقع في نطاق $+ 2.9$ ، $- 2.9$ في هذه الحالة ينظر إليها على أنها يحتمل أن تخطئ في ١ من الحالات (أي مستوى الشك هو ٠.١) وبالتطبيع يحتمل أن تصيب في ٩٩ ٪ (أي مستوى ثقة ٩٩ ٪) وتصبح حدود الثقة ما بين ٢٥٧ ، ٣٣٥ في هذه الحالة . والاحتمال المرتبط بها هو ٩٩ ٪ ثقة ، ٠.١ شك .

وإذا قارنا بين القيم التي حسبناها لمستوى الشك ٠.٥ ، ٠.١ (والذين شاعت الإشارة إليهما بمصطلح مستوى الدلالة Level of Significance) فإننا نجد أن المتوسطات المحسوبة للعينات المتساوية الأعداد والمفترض فيها أن تكون محسوبة من أصل كلي واحد يكون اليقين فيها أكبر (بنسبة ٩٩ ٪) إذا وقع متوسط الأمثل

* يمكن توضيح ذلك إذا علمنا أن المعادلة الأساسية للدرجة المعيارية هي $z = \frac{x - \bar{x}}{s}$ ومن حاصل ضرب الطرفين والوسطيين نحصل على $z \times s = x - \bar{x}$ حيث أن هذه الرموز تدل في السياق الحالي على :
 z = انحراف أي متوسط جديد عن متوسط العينة المحسوب .
 s = الدرجة المعيارية المختارة لمستوى الدلالة .
 x = الخطأ المعياري للمتوسط .

(في مثالنا) بين ٢٥٧ ، ٣٢٥ عنه إذا وقع بين ٢٦٧ ، ٣٢٥ (أي بنسبة يقين ٩٥٪ فقط) .

ويجب أن ننبه إلى أنه كلما كان مقدار الخطأ المعياري للاحصاء التي نحمل عليها (المتوسط ، الانحراف المعياري ، معامل الارتباط ، الخ) صغيرا فإن ثقتنا في النتائج تزداد .

وتوجد مستويات دلالة أخرى (غير المستويين ٠.٥ ، ٠.١ اللذين تناولناهما حتى الآن) يستخدمها الباحثون في مختلف الأغراض في البحث العلمي ، ومن هذه المستويات :

- (١) المستوى ٠.١ حين تكون الدرجة المعيارية ١.٦٥ .
- (٢) المستوى ٠.٢ حين تكون الدرجة المعيارية ٢.٣٣ .
- (٣) المستوى ٠.٠٥ حين تكون الدرجة المعيارية ٢.٨١ .
- (٤) المستوى ٠.٠١ حين تكون الدرجة المعيارية ٢.٢٩ .

الخطأ المعياري للاحصاءات الوصفية الأخرى

(١) الخطأ المعياري للانحراف المعياري :

يمكن حساب الخطأ المعياري للانحراف المعياري كاحصاءة محسوبة لعينة معينة بالمعادلة الآتية :

$$\frac{e}{\sqrt{n}} = e_c$$

حيث يدل الرمز على ما يأتي :

e_c = الخطأ المعياري للانحراف المعياري .

e = الانحراف المعياري للعينة .

n = عدد الأفراد .

ويفسر الخطأ المعياري المحسوب بنفس الطريقة التي استخدمناها
في تفسير الخطأ المعياري للمتوسط .

مثال : احسب الخطأ المعياري لانحراف معياري مقداره ١١.٧ محسوب
لعينة عددها ١٧٢ شخصا (الجواب = ٠.٩٢) .

(٢) الخطأ المعياري لمعامل الارتباط :

يذكر جيلفورد وفرتشتر (Guilford & Fruchter, 1978) أن
حساب الخطأ المعياري لمعامل الارتباط أكثر تعقيدا من حسابه لكل من
المتوسط أو الانحراف المعياري وغيرهما من الاحصاءات الوصفية
(التي سنتناولها فيما بعد) . ويصدق هذا القول أيضا على مسائل
الشك والثقة في القيم المحسوبة . ويظهر ذلك خاصة في حالتين هما
معامل الارتباط الكبير (حين يقترب من الواحد الصحيح) ومعامل
الارتباط الصغير (حين يقترب من الصفر) حيث يميل التوزيع التكراري
لهذه المعاملات الى الالتواء الشديد ، ولا تتوافر فيه خاصية التوزيع
الاعتدالي . كما يتأثر هذا التوزيع التكراري أيضا بحجم العينة .
ففي العينات الصغيرة (التي تقل عن ٣٠) يميل التوزيع الى الالتواء
أيضا . أما حين تكون معاملات الارتباط المحسوبة بدرجة متوسطة بين
الصفر والواحد الصحيح فإن حساب الخطأ المعياري في هذه الحالة
لا يختلف عن طريقة حسابه للمتوسط والانحراف المعياري كما أشرنا من
قبل . وعلى ذلك فهناك ثلاث حالات لحساب الخطأ المعياري لمعامل
الارتباط نوضحها فيما يلي :

(١) حساب الخطأ المعياري لمعامل الارتباط القريب من الصفر :

نحسب الخطأ المعياري في هذه الحالة بالمعادلة الآتية :

$$e_r = \frac{1}{\sqrt{n}}$$

تستند هذه المعادلة الى مفهوم الفرض الصفرى استنادا الى المعادلة الأساسية
للخطأ المعياري لمعامل الارتباط وهي $e_r = \frac{1}{\sqrt{n}}$

وحيث أننا في هذه الحالة نفترض أن (ر) المحسوب كاحصاءة للعينة
لا يختلف عن الصفر، فإن هذه المعادلة تتحول الى الصيغة الموجودة في النص .

حيث الرمز σ_r = الخطأ المعياري لمعامل الارتباط .

مثال : احسب الخطأ المعياري لمعامل ارتباط مقداره ٠.٣ لعينة عددها ٢٥ طالبا (الجواب = ٠.٢) .

ويفسر الخطأ المعياري في هذه الحالة بنفس الطريقة التي تستخدمناها في تفسير الخطأ المعياري لكل من المتوسط والانحراف المعياري .

(ب) حساب الخطأ المعياري لمعامل الارتباط القريب من الواحد الصحيح :

يحتاج حساب الخطأ المعياري لهذا النوع من معاملات الارتباط إلى طريقة خاصة تسمى " التحويل اللوغاريتمي " التي ابتكرها فيشر للتغلب على مشكلة الالتواء الشديد في توزيع تكرارات معاملات الارتباط من هذا النوع . وعلى ذلك فإن الخطوات اللازمة في هذا العدد تتلخص فيما يلي :

(١) تحويل معامل الارتباط كاحصاءة للعينة (ر) إلى مقابلتها اللوغاريتمي * (ز) . وقد أعد فيشر جداول هذا التحويل ، ويمكن الرجوع على الجدول رقم (١٢) في الجداول الإحصائية لعلم النفس والعلوم الإنسانية الأخرى الذي أعدها الدكتور / فؤاد البهي السيد أو الملحق رقم (٣) من هذا الكتاب لهذا الغرض . ولكن نوضح فكرة استخدام هذا الجدول اليك المثال الآتي :

« المعادلة الأساسية لهذا التحويل هي :

$$z = \frac{1}{4} \left[\log(r+1) - \log(r-1) \right] \text{ أو } z = \frac{1}{2} \log \frac{r+1}{r-1}$$

حيث \log = اللوغاريتم على أساس النظام الطبيعي أو نظام نابيير .

جدول (٣٩) أمثلة من جداول تحويل معامل ارتباط بيرسون إلى مقابلاتها اللوغاريتمية

ر	ز	ر	ز	ر	ز
٠.٠٠٥	٠.٠٠٥	٠.٤٥٥	٠.٤٩١	٠.٨٤٥	١.٢٣٨
٠.١٧٠	٠.١٧٢	٠.٥٦٥	٠.٦٤٠	٠.٨٩٥	١.٤٤٧
٠.٢٥٥	٠.٢٦١	٠.٦٧٥	٠.٨٢٠	٠.٩٢٠	١.٤٨٩
٠.٣٤٠	٠.٣٥٣	٠.٧٢٠	٠.٩٠٨	٠.٩٩٥	١.٩٩٤

ولعلك لاحظت أنه في معاملات الارتباط المعكوسة يقترب معامل ارتباط بيرسون (ان لم يتطابق) مع معامل اللوغاريتمية ، ثم يزداد الاختلاف بينهما تدريجياً مع زيادة معامل الارتباط . كما لعلك لاحظت أن المقابلات اللوغاريتمية لمعاملات الارتباط قد تزيد من الواحد الصحيح .

(ب) حساب الخطأ المعياري للمقابل اللوغاريتمية لمعامل الارتباط
(ز) باستخدام المعادلة الآتية :

$$E_z = \frac{1}{\sqrt{3-n}}$$

حيث يدل الرمز (ع_ز) على الخطأ المعياري للمعامل (ز) وهو المقابل اللوغاريتمية لمعامل الارتباط التتابعي لبيرسون . ويفسر بنفس الطريقة التي استخدمت في تفسير الخطأ المعياري لكل من المتوسط والانحراف المعياري ومعامل الارتباط القريب من الصفر .

(ج) العودة إلى معامل الارتباط التتابعي الأصلي وذلك بترجمة المقابلات اللوغاريتمية الدالة على الخطأ المعياري إلى معاملات الارتباط التي تناظرها في نفس جدول فيشر المشار إليه .

ولعلك لاحظت أن درجات الحرية في المعادلة السابقة تساوي (ن - ٣) وذلك لأن عدد القيود في هذه الحالة ثلاثة هي :

(أ) متوسط درجات المقياس الأول .

(ب) متوسط درجات المقياس الثاني .

(ج) تباين المقياسين على أساس افتراض أن يكون لكل منهما نفس الانحرافات عن المتوسط للحصول على معامل ارتباط مرتفع .

مثال : احسب الخطأ المعياري لمعامل الارتباط $r = 0.84$ المحسوب بين اختبارين تحصيليين أحدهما في الرياضيات والآخر في الفيزياء لعينة تتألف من ٨٤ مفحوما . ويمكن السير في ذلك بالخطوات التالية :

(١) المقابل اللوغاريتمي لمعامل الارتباط المحسوب (من جدول فيشر) يساوي ١.٢٢ .

$$(٢) \quad r = \frac{1}{\sqrt{\frac{1}{9} - \frac{1}{81}}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{1}{9} - \frac{1}{81}}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{8}{81}}} = \frac{1}{\frac{2}{9}} = 0.84$$

(٣) حدود الخطأ المعياري للمعامل (ز) في هذه الحالة كما يلي :

$$r \pm z = 0.84 \pm 1.22 = 0.84 + 1.22 = 1.33$$

$$r - z = 0.84 - 1.22 = -0.38$$

(٤) تحويل الأخطاء المعيارية للمعامل (ز) إلى نظائرها من معاملات الارتباط التتابعي (ر) وعندئذ يصبح مقابل $1.33 = 0.84$ ومقابل $-0.38 = 0.84$ وتفسر عندئذ بنفس معناها الذي تناولناه مع الإحصاءات الأخرى .

(ج) حساب الخطأ المعياري لمعامل الارتباط المعتاد :

يحسب الخطأ المعياري لمعامل الارتباط الذي يقع بين الحدين المتطرفين للمعز والواحد الصحيح بالمعادلة الآتية :

$$r = \frac{r - 1}{\sqrt{n}}$$

حيث الرموز

ر^ع = الخطأ المعياري لمعامل الارتباط المعتمد .

ر^٢ = مربع معامل الارتباط التتابعي المحسوب كاحتمالية
(ويسمى معامل التحديد) .

ن = عدد أفراد العينة .

ويفسر الخطأ المعياري في هذه الحالة بنفس معناه العام السابق .

الفصل الثاني عشر

دلالة الفروق

تناولنا في الفصل السابق طرق تقدير بارامترات (معلميات) الأمل الكلى من معرفة الاحصاءات المحسوبة للعينات ، والوصول من ذلك الى استنتاجات حول دقة هذه التقديرات باستخدام مفهوم الخطأ المعياري . وكان الاهتمام في الفصل السابق منصباً على حساب الخطأ المعياري لاحصاء وصفية واحدة كالمتوسط أو الانحراف المعياري ومعامل الارتباط وسوف يمتد في الفصول التالية الى احصاءات وصفية أخرى سنتناولها فيما بعد (وأهمها الوسيط كمقياس للنزعة المركزية في مقاييس الرتبة) .

الا أن الباحث قد يكون أكثر اهتماماً بمسألة أخرى أكثر أهمية تتلخص في سعيه الى معرفة مدى الاتفاق أو الاختلاف بين بارامترات أصول كلية متعددة ، وكيف يؤدي به ذلك الى اتخاذ قرار حول اعتبار العينات التي يدرسها تنتمي الى أمل واحد أو الى أصول مختلفة . أو بعبارة أكثر دقة ، يسعى الباحث الى معرفة ما اذا كانت احصاءتين ملاحظتين لعينتين (متوسطين أو معاملين ارتباط مثلًا) توجد بينهما فروق فيما يقابلهما من بارامترات الأصول التي سحبتا منها . ويسمى ذلك في الاحصاء الاستدلالي بدلالة الفروق . وهذه المسألة - كما قلنا - قد تكون لدى الباحث النفس والتربوي والاجتماعي أكثر أهمية من مجرد تحديد الخطأ المعياري لاحصاء معينة .

اختبار الفروق :

وهذه المسألة تنتمي لآطار أكثر اتساعاً هو اختبار الفروق . وفي هذا العدد لعلنا نذكر القارئ بما سبق أن ذكرناه في الفصل الثالث ، من أن البحث العلمي يسعى دائماً للإجابة على سؤال معين

أو لاختبار فرض ، أو فروض محددة . ومن جميع أنواع مناهج البحث التي عرضناها في الفصل الثالث يمكن القول أن المنهج التجريبي هو المنهج الأساسي لاختبار الفروض بالمعنى الدقيق . صحيح أن أي منهج بحثي آخر يمكن أن تعاض له فروض ويتم اختبارها بالطرق الملائمة إلا أن المنهج التجريبي - بحكم طبيعته - يسعى بالفعل إلى تحديد ما إذا كان " المتغير المستقل " يؤثر في " المتغير التابع " . وللوصول إلى هذا القرار لابد من المقارنة بين أداء المفحوصين في معالجتين أو أكثر . ويقعد بالمعالجة Treatment في التصميمات التجريبية مستويات المتغير المستقل التي تقدم للمفحوصين أو الشروط والظروف المختلفة التي يتعرضون لها . ويمكن أن نلخص الخطوات الأساسية في إجراء التجربة (التي قد تكون معملية أو ميدانية) لمعالجتين على الأقل على النحو الآتي (Kiess & Bloomquist, 1985)

- (١) صياغة فرض البحث بحيث يعبر عن العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع .
- (٢) توزيع المفحوصين على معالجتى البحث عشوائياً ، وقد تسمى أحدهما المعالجة التجريبية والأخرى المعالجة الضابطة أو المعالجة القبليّة والمعالجة البعدية (قد تستخدم تسميات أخرى حسب التصميم التجريبي للبحث كما سنبين فيما بعد) .
- (٣) تقديم المتغير المستقل وقياس المفحوصين في المتغير التابع .
- (٤) الحصول على وصف إحصائي لبيانات المتغير التابع المقيس ، وأهمها إحصاءة متوسط درجات المفحوصين في المعالجتين .
- (٥) استخدام إحصاءة متوسط العينات (م) في تقدير متوسطات الأصول (م) الذي سحبت منها هذه العينات لاختبار الفروض حول دلالة الفروق .

وقبل تناول مسألة اتخاذ القرار حول دلالة الفروق أو الحكم على فعالية أو أثر معالجة معينة في المتغير التابع لابد من الإشارة إلى أن بعض الفروض قد تعبر عن محض علاقة بين متغيرين كما هو الحال في

البحوث الارتباطية وشبه التجريبية كما لابد من التمييز بين الفرض التجريبي (أو فرض البحث) والفرض الاحصائي الذي في ضوءه يتخذ هذا القرار أو يتم التوصل الى هذا الحكم ، وهو ما سنتناوله فيما يلي :

(١) الفرض التجريبي (فرض البحث) :

يمكن تعريف الفرض التجريبي - أو فرض البحث - بأنه حدس * جيد أو توقع معقول للنتيجة التي سوف تتوصل اليها الدراسة . ولكن يكون الفرض كذلك لابد أن يتسم بالخصائص الآتية :

(١) أن يكون خلاصة تأمل وفهم جادين للعلاقة بين متغيرات البحث (المستقلة والتابعة) . وهذا التأمل والفهم هما نتاج الألفة الوثيقة والدراسة العميقة لنظرية معينة أو نتائج بحوث سابقة أو خبرة عملية رشيدة ، وهذه جميعا تؤلف الاطار النظري للبحث . ومعنى ذلك أن الفرض التجريبي يجب أن يكون وثيق الصلة بهذا الاطار .

(٢) أن يصاغ صياغة واضحة في صورة خبرية أو عبارة تقديرية ، ومعنى ذلك أن صيغة السؤال لاتصلح لهذا الفرض . والسبب الجوهرى فى ذلك أن الصيغة الخبرية أو التقريرية هي وحدها التي تحكم عليها بالصحة أو الخطأ ، أما صيغة السؤال فليست كذلك . ولعل الباحثين المعاصرين يتنبهون الى هذا التمييز الهام ويتوقفون عن صياغة فروضهم في صورة أسئلة ، وهي استراتيجية شاعت فى السنوات الأخيرة .

* شاع فى تعريف الفرض فى بعض الكتابات المتخصصة فى مناهج البحث بأنه تخمين Guess جيد ، وهو امطلاح غير مقبول فى رأينا ، وخاصة بعد أن ميز أحد مؤلفي هذا الكتاب (فؤاد أبو حطب ، ١٩٨٣) بين التخمين كعملية عقلية دنيا والحدس Intuition كعملية عقلية عليا .

(٣) أن يكون الفرض قابلاً للاختبار من خلال الأدلة الإمبريقية التي يجمعها الباحث . ومعنى ذلك أن يكون الفرض صالحاً للتعبير عنه بالصيغة الإجرائية التي يمكن تقويمها في ضوء هذه الأدلة .
واليك أمثلة على فروض تجريبية (تعبر عن علاقة أو أثر) تتوافر فيها الشروط السابقة :

- (١) يرتبط القلق والتحميل ارتباطاً سلباً .
- (٢) معدل التسرب في المدرسة الريفية أعلى منه في المدرسة الحضرية .
- (٣) العلاج السلوكي أكثر فعالية في زوال الأعراض المرضية من التحليل النفسي .
- (٤) لا يؤثر الحرمان الحسي في الحيوانات الغبية .
- (٥) لا توجد علاقة بين المشاورة والذكاء .
- (٦) التعزيز الفوري أكثر تفصيلاً لدى الأطفال منه لدى المراهقين .
- (٧) توجد علاقة بين القلق والذكاء .
- (٨) توجد فروق بين الجنسين في القدرة الميكانيكية .

ولعلك لاحظت أن جميع الفروض السابقة - وأمثالها كثير - تعبر عن توقع نتيجة معينة من البحث . وبعض هذه التوقعات لها وجهة معينة (في الفرضين ١ ، ٢) أو أثر معين (في الفرضين ٣ ، ٦) ، وبعضها الآخر ليست له وجهة محددة . وهذه الفروض بدورها من فئتين . أولها يتوقع وجود علاقة ما (الفرض ٧) أو فروق ما (الفرض ٨) دون تحديد لاتجاه هذه العلاقة . أو تلك الفروق ، وشأنها وتسمى الفروض المعرفية يتوقع عدم وجود علاقة (الفرض ٥) ، أو عدم وجود أثر (الفرض ٤) . ويسمى النوع الأول من هذه الفروض التجريبية الفروض الموجهة ، أما النوع الثاني بفئتيه فيسمى الفروض غير الموجهة . وفي جميع الحالات يجب أن يستند الفرض إلى إطار نظري محدد المعالم . وهنا يجب أن ننسب إلى أن بعض الباحثين يلجأون إلى الفروض غير الموجهة ومنها الفروض المعرفية كحيلة هروبية يتخلصون بها من الجهد المعرفي اللازم لبناء إطار نظري سليم للبحث . ولعل مما يؤسف حقاً أن كثيراً مما يطلق عليه الإطار النظري لبعض البحوث ليس إلا مجموعة أفكار متناثرة قد لا يربطها رباط ، وهذا في حد ذاته يفقد البحث الصلة بين نظريته وفروعه ، وبهذا يفتقد الوحدة الأساسية اللازمة له .

(٢) الفرض الاحصائي :

من الوجهة الاحصائية نقول ان الفرض التجريبي - على الرغم من أهميته في البناء الأساسي للبحث - لا يكفي وحده لاختبار العلاقة (كما هو الحال في الفروض ١ ، ٢ ، ٥) أو الأثر (كما هو الحال في الفروض ٣ ، ٤ ، ٦) . فالفرض التجريبي لا يحدد مقدار هذه العلاقة أو الأثر ، وكل ما يعبر عنه - كما قلنا - هو توقع (أو عدم وجود) علاقة أو أثر . وبالتالي يعبء - ان لم يستحل - اختبار الفرض التجريبي للحكم على صحته أو خطئه أو لاتخاذ قرار بالنسبة لتحقيقه أو عدم تحقيقه ، من خلال استنتاج وجود العلاقة (أو عدم وجودها) أو استخلاص حدوث الأثر (أو عدم حدوثه) وكذلك استنتاج ما اذا كانت العلاقة - ان وجدت - سالبة أو موجبة ، والأثر - ان حدث - زيادة أو نقصان .

ولكن يتم تقويم الفرض في جميع هذه الحالات لابد من مقارنته بمحك (أو معيار أو مستوى) معين (وهذا هو المعنى الأساسي للتقويم في أي سياق ، راجع فؤاد أبو حطب وآخرين ، ١٩٨٧) . والمحك في جميع الأحوال هو بارامتر الأمل المناظر لاحصاء العينة التي توصل اليها الباحث وبينهما تتم المقارنة المشار اليها . وبالطبع فان الفرض التجريبي لا يساعدنا على اجراء مثل هذه المقارنات ، ومن هنا كان لابد من التحول في عملية البحث - عند اختبار الفرض - من مرحلة الفرض التجريبي الى مرحلة الفرض الاحصائي . وفي هذا الصدد لابد من التمييز بين نوعين من الفروض الاحصائية هما الفرض العفري والفرض البديل .

(١) الفرض البديل:

يقصد بالفرض الاحصائي البديل Alternative Hypothesis توقع أن تكون القيمة المحسوبة لاحصاء العينة (المتوسط أو معامل الارتباط مثلا) تختلف عن البارامتر المناظر لها في الأصل ، أو أن البارامترين الخاصين بأصول معالجتي في البحث (أو أكثر مما سنبيين فيما بعد) مختلفان .

(أى غير متساويين) على الرغم من عشوائية الاختيار الأولى للمعينات ،
وحيث أن افتراض أن ذلك يرجع الى استقلال المتغيرات (فى
حالة بحوث العلاقة) أو التأثير المتغير المستقل فى المعالجة
(أو المعالجات) التجريبية فى حالة بحوث الأثر .

والفرض البديل قد يكون موجهاً أو غير موجه . فإذا كان غير موجه
فإننا نستخدم فى هذه الحالة اختباراً للدلالة الفروق يسمى اختبار
الطرفين two-tailed (وهو الاختبار الأساس للدلالة
الفروق فى معظم الحالات وسوف نشرحه بالتفصيل فيما بعد) ، وحيث
يمكن تحديد أى اختلاف بين القيمة الحقيقية والقيمة الفرضية
للبارامتر بعرف النظر عن اتجاه هذا الاختلاف (بالزيادة أو النقص عنها) ،
وتفيد هذه الصيغة فى حالة توقع الباحث فى فرضه التجريبى (من نظرية
البحث أو من نتائج البحوث السابقة) وجود أثر أو وجود علاقة الا
أنهما غير محددى الاتجاه . ومن أمثلة الفروض التجريبية غير الموجهة
والتي قد توجه الباحث فى الاختبار الإحصائى لدلالة الفروق الى الفرض
الإحصائى البديل غير الموجه الصيغ الآتية :

- (١) توجد فروق بين الذكور والإناث فى القدرة اللفوية خلال مرحلة
الطفولة المبكرة .
- (٢) تختلف طريقة الاكتشاف فى آشارها فى التعلم عن طريقة التلقى .
- (٣) توجد علاقة بين المشاهدة والذكاء .

أما إذا كانت نظرية البحث (أو نتائج البحوث السابقة) تحدد
اتجاهاً معيناً للعلاقة أو الأثر كما يحدده الفرض التجريبى فإن الفرض
الإحصائى البديل يصبح حينئذ فرضاً موجهاً أيضاً ، وحينئذ يستخدم الباحث
اختباراً للدلالة من نوع آخر يسمى اختبار الطرف الواحد One-tailed
(وهو مفهوم سوف نشرحه بالتفصيل فيما بعد) . وفى هذه الحالة يكون
هناك اتجاه محدد للاختلاف بين القيمة الحقيقية والقيمة الفرضية للبارامتر
(زيادة أو نقص ، سلب أو إيجاب ، الخ) . ومن أمثلة الفروض

التجريبية الموجهة والتي قد توجه الباحث في الاختبار الاحصائي لدلالة الفروق الى الفرض الاحصائي البديل الموجه العيب الآتية :

(١) تتفوق الاناث على الذكور في القدرة اللغوية خلال مرحلة الطفولة المبكرة .

(٢) طريقة الاكتشاف أكثر فعالية في التعلم من طريقة التلقين .

(٣) توجد علاقة سالبة بين المشابرة والذكاء .

(ب) الفرض المصغري :

والسؤال الآن : هل الفرض التجريبي الذي يتوقع نتيجة معينة للبحث (في ضوء نظريته أو الدراسات السابقة حول مشكلته) ، سواء كان هذا التوقع موجهاً أو غير موجه يتكافأ تماماً مع الفرض الاحصائي البديل ؟
الاجابة على هذا السؤال بالنفي . ولتوضيح ذلك لابد من بيانه أن المقصود بمصطلح الفرض البديل أنه بديل لنوع آخر - وأكثر أهمية - من الفروض الاحصائية يسمى الفرض المصغري (أي عدم وجود فروق أو عدم وجود أثر أو عدم وجود علاقة ، كما سنبين فيما بعد) . والفرض المصغري يفترض أن بارامترات الأصول متساوية أما الفرض البديل فانه - على العكس من ذلك - يفترض أن بارامترات الأصول غير متساوية . وإذا تأملنا هذه المسألة بشيء من الأناة فسوف نكتشف أن هناك - في الواقع عدة فروض بديلة للفرض المصغري - الذي يكون واحدا دائما . ولنتأمل مثال العلاقة بين الذكاء والمثابرة . ان الفرض المصغري في هذه الحالة أنه لا توجد علاقة بين المتغيرين (أي توقع استقلال المتغيرين وبالتالي أن يكون معامل الارتباط بينهما صفراً) . أما الفروض البديلة لهذا الفرض المصغري فهي كما يلي :

(١) توجد علاقة بين المثابرة والذكاء (فرض بديل غير موجه) .

(٢) العلاقة بين المثابرة والذكاء سالبة (فرض بديل سالب وهو يتفق مع الفرض التجريبي) .

(٣) العلاقة بين المثابرة والذكاء موجبة (فرض بديل موجب وهو لا يتفق مع الفرض التجريبي) .

أما المثال الثانى فعن أثر طريقتى الاكتشاف والتلقى فى التعلم .
ان الفرض العفرى فى هذه الحالة أنه لا توجد فروق بين متوسطى التعلم
فى الأهلين اللذين سحبت منهما مجموعتى الاكتشاف والتلقى ، أو بعبارة
أخرى يتساوى المتوسطان . أما الفروض البديلة لهذا الفرض العفرى
فهى مرة أخرى ثلاثة على النحو الآتى :

- (١) تختلف طريقة الاكتشاف عن طريقة التلقى فى أثرها فى التعلم
(فرض بديل غير موجه) .
- (٢) طريقة الاكتشاف أكثر فعالية فى التعلم من طريقة التلقى
(فرض بديل موجه لصالح طريقة الاكتشاف وهو يتفق مع فرض البحث) .
- (٣) طريقة التلقى أكثر فعالية فى التعلم من طريقة الاكتشاف
(فرض بديل موجه لصالح طريقة التلقى وهو لا يتفق مع الفرض التجريبي) .

ولعلك لاحظت أن الفرض البحثى هو أحد الفروض البديلة فى كل من
المثالين السابقين بالإضافة الى أن صيغة الفرض العفرى قد تكون أيضا
أحد الفروض البحثية . والفيعل فى جميع الحالات هو الاطار النظرى للبحث .

والسؤال الهام هو : كيف يمكن اختبار الفرض البديل ؟ للإجابة
على هذا السؤال لابد من توسيع الافتراض الذى يقوم عليه هذا الفرض
بالقول بأنه يفترض أيضا أن الاحماء المحسوبة لعينة واحدة
(أو أكثر) تختلف عن بارامتر الأصل (أى $\mu \neq m$ فى حالة المتوسط) ،
وبالتالى يكون للمتغير المستقل أثر فى المتغير التابع أو تكون هناك
علاقة بين متغيرى البحث . ومعنى ذلك أن الباحث اذا أراد استخدام
استراتيجية الفرض البديل فى الاختبار الاحصائى فإنه يقع فى حيرة
حقيقية لأنه لا يعلم قيمة البارامتر ، بينما فى الفرض العفرى يعلم
قيمه (حين يفترض أن الاحماء المحسوبة تساوى بارامتر الأصل
أى $\mu = m$ فى حالة المتوسط) . ولهذا فلا مناص أمامه من أن يكون
اختباره للفرض البديل على نحو غير مباشر ، بينما الاستراتيجية

المباشرة في اختبار الفروض تعتمد دائما على الفرض العفري فسادا ثبتت صحته يرفض الباحث الفرض البديل ، أما اذا لم تثبت صحة الفرض العفري فانه يقبل عندئذ الفرض البديل . أي أننا نختبر الفرض البديل بطريقة غير مباشرة من خلال اختبارنا المباشر للفرض العفري .

ولكن نوضح فكرة أن الفرض العفري لا يمكن اختباره على نحو مباشر نعطي المثال الآتي : نفرض أن أحد الباحثين يريد أن يثبت أن جميع الغربان سوداء فان هذا الفرض البديل في هذه الحالة يمكن صياغته على النحو الآتي :

جميع الغربان سوداء

أما الفرض العفري فيمكن صياغته كما يلي :

جميع الغربان ليس سوداء

وهكذا فان الفرض العفري يقرر أنه لو وجد غراب واحد فقط ليس أسود فان الفرض البديل لا يكون صحيحا . فاذا حاول الباحث اختبار الفرض البديل مباشرة فانه حتى لو لاحظ مئات (بل آلاف) الغربان وكانت جميعا سوداء فان ذلك لا يثبت هذا الفرض البديل (أي جميع الغربان سوداء) لأنه لو استمر في البحث والملاحظة فربما يكتشف غرابا واحدا غير أسود يؤدي الى دحض فرضه البديل كله ، وهكذا فان دليلا سلبيا واحدا يكفي لرفض الفرض البديل بينما آلاف الأدلة الموجبة لاتدعمه . وهكذا لا يمكن التأكد من صحة الفرض البديل الا اذا فعل الباحث المستحيل ، أي لاحظ جميع الغربان وتأكد أنها جميعا ذات لون أسود .

وبالطبع - كما قلنا - يستحيل على الباحث أي يلاحظ جميع الغربان (أو يجمع جميع الأدلة) ، الا أنه قد يلاحظ أعدادا كبيرة منهم (قد تكون بصفة آلاف) ويجد أن " أغلبية الأدلة " لصالح الفرض البديل ، فيستنتج من ذلك أن الفرض البديل قد يكون صحيحا ، ويرفض حينئذ الفرض العفري . ولعلك لاحظت أنه قبل الفرض البديل على أساس

اتجاه معظم الأدلة لصالحه وليس لوجود دليل مباشر يؤيده .
(Christenson & Stoup, 1986) .

أهمية الفرض العفري :

الفرض العفري Null Hypothesis كما اتضح من مناقشتنا السابقة يفترض مقدما قيمة محددة لبارامتر الأصل ، كما يفترض أن أي فروق بين الاحصاءة المحسوبة وهذا البارامتر تكون ضئيلة للغاية بحيث يمكن اعتبارها من نوع أخطاء العينات ، وبالتالي فإن الاحصاءة والبارامتر يفترض فيهما التساوي (أي $\mu = \mu$ في حالة المتوسط) ، أو أن الفرق بين الاحصاءة والبارامتر يعمل الى مستوى العفري الاحصائي (أي $\mu = \mu$ في حالة المتوسط أيضا) ، وهذا يعني أيضا عدم الدلالة الاحصائية . وفي هذه الحالة تستخدم الاحصاءة المحسوبة (المتوسط ، معامل الارتباط ، الخ) على أنها تقدير لبارامتر الأصل ، بافتراض أن هذه الاحصاءة المحسوبة لعينة معينة لن تختلف قيمتها جوهريا إذا حسبت لعينات كثيرة أخرى محسوبة من نفس الأصل ومتساوية في العدد ، وهذه القيم جميعا سوف لا تختلف جوهريا أيضا عن قيمة بارامتر الأصل . ومعنى ذلك أننا في الفرض العفري نكون على بينة بقيمة بارامتر الأصل ، وهذا على عكس الفرض البديل الذي تكون قيمة البارامتر فيه غير معلومة (كما بينا في الفقرة السابقة حيث يفترض أن $\mu \neq \mu$ في حالة المتوسط) .

ولهذا السبب فإن استخدام الفرض العفري هو الاستراتيجية المباشرة الوحيدة لاتخاذ القرارات الاحصائية المقبولة منطقيا ، بل إن الباحث عند اختبار فرض بديل (من احصاءة عينة) فلا مناص لديه من اللجوء أيضا الى استراتيجية الفرض العفري فهي وحدها التي تقوده مباشرة الى قبول الفرض البديل أو رفضه (الا اذا لجأ الى الحل الصعب ، بـ الـ المستحيل ، في اجراء بحثه على آلاف العينات المشتقة من نفس الأصل . حينئذ قد يلجأ الى ترجيح كفة الفرض البديل اذا كانت معظم الأدلة في صالحه) .

وقد اقترح مفهوم الفرض المعفرى عالم الاحصاء البريطانى الشهير فيشر فى سياق تأكيد المنطقى على طريقة التناقض Contradiction (أو طريقة البطلان Falsifiability فى مقابل طريقة الاثباتات Confirmability عند أصحاب المنطق الجديد) . فقد ذكر فيشر هذه الحقيقة التى تناولناها فيما سبق وهى أننا لانستطيع أن نثبت من صحة الفرض البديل (من خلال حصر جميع الأدلة الموجبة عليه) لأن التحقق الكامل Verifiability للفرض فى هذه الحالة يكاد يكون مستحيلا ، بينما يسهل علينا كثيرا اثبات زيف الفرض المعفرى ، فبضعة شواهد دالة تكفى لدحض الفرض المعفرى فى نطاق معين من الشك على نحو يؤدي لقبول الفرض البديل . ولهذا السبب الفلسفى احتل الفرض المعفرى مكانته البالغة فى علم الاحصاء الحديث .

ويوجد سبب آخر ذو طبيعة عملية لأهمية الفرض المعفرى يتلخص فى أن هذا الفرض يزودنا بنقطة بداية ملائمة لآى اختبار احصائى . ففى حالة الفرض البديل اذا كانت $m = 0$ فآى فرض سوف نختبر ؟ ان الباحث لاشك لا يكون لديه فرض احصائى محدد فى ذهنه لاختباره ، وبدون ذلك لا يمكن له أن يتموزع مفترض للعينات . أما فى حالة الفرض المعفرى (حيث $m = m$ ، أو $m - m = 0$ مفر كما ذكرنا) فإنه حينئذ يصبح لديه نقطة بداية لتموزع العينات على أساس احصاءة العينة ، يعتمد عليها فى اختبار هذا الفرض المعفرى . ومن نتائج عملية الاختبار الاحصائى هذه قد يتوصل الباحث الى قبول هذا الفرض أو رفضه . فمما هى نتائج هذا القرار بالنسبة للفرض التجريبي ؟

فى حالة قبول الفرض المعفرى فإن ذلك قد يعنى أن الفرض التجريبي صحيح اذا كان قد صيغ بالفعل فى صورة مفرية (فى ضوء الاطار النظرى للبحث) . أما اذا كان الفرض التجريبي قد صيغ موجهها (مرة أخرى فى ضوء نظرية البحث) فإن قبول الفرض المعفرى احصائيا يعنى عدم صحة هذا الفرض التجريبي . أما فى حالة رفض الفرض المعفرى فإن العكس يصبح صحيحا . أى عدم صحة الفرض التجريبي ان كان صيغ فى صورة مفرية ، وصحته ان كانت صياغته موجهة .

ولكن هل نتائج استراتيجية الفرض العفري حاسمة ؟ يــــرى
(Howell, 1987) أننا فى حالة الرفض الاحصائى للفرض العفري تكون
النتائج عادة ذات اتجاه معين ، قد يتفق أو يختلف مع فرض البحث ،
وحينئذ يسهل على الباحث تفسير نتائجها بتدعيم فرضه التجريبي أو
تعديله أو حذفه ومايصاحب ذلك كله من تأكيد أو تطوير فى نظريــــة
البحث . ولكن ماذا لو تم قبول الفرض العفري احصائيا ؟

يمثل هذا السؤال اشكالية أخرى تكاد /عكس تلك التى تناولناها
عند حديثنا عن الفرض البديل . فإذا كانت آلاف الأدلة الموجبة لاتدعم
الفرض البديل بينما دليل واحد سالب يدحضه ، فإننا نقول مع الفرض
العفري أن اثبات " عدم زيف " الفرض العفري لايعنى بالضرورة أنه
صحيح ، أى بالفعل عدم وجود فروق أو عدم وجود علاقة أو عدم وجود
آثر . فالواقع أن النتيجة غير الدالة ، والتى بها ندعم الفرض العفري ،
هى فى الواقع نتيجة احتمالية وبالتالى غير حاسمة . وقد تنبه فيشر نفسه الى
هذه الحقيقة الهامة . وعنده أن على الباحث فى هذه الحالة أن يختار
بين قبول الفرض العفري وتعليق الحكم . ويعنى تعليق الحكم هنا
وجود ثلاثة احتمالات للوصول الى هذه النتيجة (فى حالة استخدام
معالجتين احدهما تجريبية والأخرى ضابطة مثلا) هى :

- (١) المجموعة التجريبية تعاملت مع المتغير المستقل بطريقة أفضل
قليلا من المجموعة الضابطة .
- (٢) المجموعة التجريبية تعاملت مع المتغير المستقل بطريقة أسوأ
قليلا من المجموعة الضابطة .
- (٣) لا يوجد أى فرق بين المجموعتين فى التعامل مع المتغير المستقل .

وقد رأى فيشر أن الفشل فى رفض الفرض العفري يعنى فى الحقيقة
أن بياناتنا لاتكفى للاختبار بين هذه البدائل الثلاثة ، والأمع عندئذ
تعليق الحكم .

وقد اتخذ نييمان وبيرسون (Neyman & Pearson, 1933) موقفاً مختلفاً وأكثر عملية إزاء هذه المسألة . فموقف تعليق الحكم يقول لنا (وخاصة لمتخذي القرارات العملية منا) انتظروا حتى يتم إجراء بحوث أخرى ومن نتائجها يمكن حسم المسألة ورفض الفرض العفري . بينما الفرض العفري قد يكون أصيلاً بالفعل في نظرية البحث ذاتها ، ناهيك أنـه قد لا تتوافر للباحث الامكانيات لتكرار البحث عدة مرات . بالإضافة إلى أن أي اختبار احصائي لا يمكن أن يثبت أبداً وبشكل يقيني ما إذا كان الفرض العفري صحيحاً أو زائفاً . فالاختبار الاحصائي مؤشر فقط على مدى احتمال حدوث الفرض العفري ، وبدون دراسة الأمل الكلي يستحيل اثبات أي فرض (مفرياً كان أم بديلاً) (Weikowitz, et al, 1982) ، ولذلك اقترح بيرسون وزميله على الباحث أن يختار بين قبول الفرض العفري أو رفضه . وحين يقبل هذا الفرض العفري فإن ذلك لا يعنى اثبات أنه صحيح ، وإنما ببساطة سوف نتصرف - ولو مؤقتاً - حتى تتوافر لنا بيانات أكثر ملاءمة - كما لو كان صحيحاً . وفي حالتى القبول أو الرفض يجب أن يكون اهتمامنا أكثر تركيزاً على احتمال القبول الزائفاً أو الرفض الزائف للفرض العفري . وقد أشار ذلك عند علماء الاحصاء الاهتمام بأخطاء الاستدلال الاحصائي التي سوف نعرفها فيما يلي :

أنواع القرارات الاحصائية :

يمكن أن تصنف القرارات الاحصائية التي يتوصل إليها الباحث إلى أربعة فئات يلخصها الجدول رقم (٤٠) .

جدول (٤٠) أنواع القرارات الاحصائية

وضع الفرض العفري في الأصل الكلى			
خطأ	محيي		
خطأ من النمط الثاني:	قرار محيي :	قبول	نتائج البحث على العينة تقدر بالنسبة للفرض العفري
احتمال (أو المخاطرة) بقبول الفرض العفري بينما هو خطأ	احتمال قبول الفرض العفري وهو محيي بالفعل		
قرار محيي :	خطأ من النمط الأول :	رفض	نتائج البحث على العينة تقدر بالنسبة للفرض العفري
احتمال رفض الفرض العفري وهو خطأ بالفعل	احتمال (أو المخاطرة) برفض الفرض العفري بينما هو محيي		

ومن هذا الجدول يتضح أن هناك أربع أنواع من القرارات الاحصائية التي قد يتخذها الباحثون ، بعضها محيي وبعضها خطأ ، ونبدأ بالقرارات الخاطئة لأنها الأكثر أهمية على النحو الذي بينه كارل بيرسون وزميله في بحثهما السابق :

(١) أن يكون بارامتر الأصل مساوياً بالفعل لاحصاءة العينة ومعنى ذلك أن العينة مشتقة بالفعل من هذا الأصل (أى أن الفرض العفري محيي) ومع ذلك فإن الباحث يرفض هذا الفرض العفري ، واحتمال أو المخاطرة برفض الفرض العفري بينما هو محيي يسمى الخطأ من النمط الأول Type I ويشار إليه بالحرف اليوناني (ألفا) .

(٢) أن يكون بارامتر الأصل ليس مساوياً بالفعل لاحصاءة العينة ، ومعنى ذلك أن العينة مشتقة من أصل مختلف (أى أن الفرض العفري خطأ) ومع ذلك فإن الباحث يقبل هذا الفرض العفري ، واحتمال أو المخاطرة

بقبول الفرض العفري بينما هو خطأ يسمى الخطأ من النوع الثاني Type II ويشار اليه بالحرف اليوناني (بيتا) .

(٣) أن يكون بارامتر الأهل ليس مساويا بالفعل لاحصاءة العينة (أي أن الفرض العفري خطأ) ويرفض الباحث هذا الفرض العفري بالفعل . واحتمال رفض الفرض العفري الخاطئ ، فعلا ، وهو قرار صحيح بالطبع ، يسمى قوة Power الاختبار الاحصائي ، وهو يساوي (١ - الخطأ من النوع الثاني) .

(٤) أن يكون بارامتر الأهل مساويا بالفعل لاحصاءة العينة (أي أن الفرض العفري صحيح) ويقبل الباحث هذا الفرض العفري بالفعل . واحتمال قبول الفرض العفري الصحيح فعلا ، وهو قرار صحيح بالطبع ، يساوي (١ - الخطأ من النوع الأول) .

وفي اجراء أي اختبار احصائي يوجد في الواقع دائما النوعان المحتملان من المخاطرة بالخطأ : الخطأ من النوع الأول وفيه يرفض الباحث الفرض العفري بينما هو صحيح ، أو الخطأ من النوع الثاني أي قبول الفرض العفري بينما هو زائف .

ويمكن تحديد احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول ببساطة شديدة وعلى نحو مباشر في ضوء مستوى الدلالة الذي يختاره الباحث لرفض الفرض العفري . فحين يختار الباحث مستوى متشددا للدلالة الاحصائية (مثلا مستوى ٠.٠١ بدلا من ٠.١ أو مستوى ٠.١ بدلا من ٠.٥ أو مستوى ٠.٥ بدلا من ١٠) فان احتمال الوقوع في هذا الخطأ قد يكون أكثر حدوثا . والمقعود بالتشدد هنا أن يختار الباحث نسبة أقل مسن الشك والتي ننظرها بالطبع نسبة أعلى من اليقين ، والسؤال هنا لماذا لا نزداد تسامحا ونقبل مستويات أقل من الدلالة حتى نتجنب الوقوع في هذا الخطأ ؟

يجيب جيلفورد وفرتشتر (Guilford & Fruchter, 1978) على هذا السؤال بأننا لو خفضنا مستوى الدلالة (أى زدنا من نسبة الشك) فإننا نزيد أوتوماتيكيا فرص الوقوع فى النوع الآخر من الخطأ (أى قبول الفرض العفري بينما هو خاطئ) . ومعنى ذلك أن نوعى الخطأ يرتبطان ارتباطا عكسيا . فإذا زاد أحدهما يقل الآخر والعكس صحيح . وإذا كنا نستطيع التحكم المباشر فى الخطأ من النوع الأول فإن الخطأ من النوع الثانى لانتحكم فيه إلا على نحو غير مباشر من خلال هذه العلاقة العكسية التى تربطه بالخطأ من النوع الأول .

ومن التقاليد الشائعة فى البحث العلمى عدم رغبة الباحثين المخاطرة بالنوع الأول من الخطأ مقارنة بالنوع الثانى . فهم يريدون التأكد من أن نتائجهم لا ترجع الى العشوائية أو المعادفة . ولعل المستويين الشائعين للدلالة (٠.٥ ، ٠.١) يعبران عن هذا الحذر والتحوط ضد الوقوع فى الخطأ من النوع الأول ، بمعنى الوصول الى عدد قليل نسبيا من النتائج التى لا ترجع الى الخطأ ، وقبول عدد قليل من الفروق أو العلاقات على أنها دالة .

إلا أن الأمر فى البحث العلمى يحتاج الى قدر من التوازن بين نوعى الخطأ ، ويعتمد ذلك على اعتبارات خارجية لها أهميتها ووزنها . وقد تكون هناك أسباب نظرية أو عملية جادة تمنع الباحث من المفامرة بالوقوع فى أحد نوعى الخطأ أو تدفعه الى ذلك . ففي نظرية حديثة لاتزال فى بدايتها يمكن للباحث الوقوع فى النمط الثانى من الخطأ كنوع من الاستطلاع الأولي للنتائج . أما بالنسبة لنظرية مدعمة ولها تاريخ طويل فيمكن الباحث اختيار المجازفة بالوقوع فى النمط الأول سعيا لمزيد من التحقق واليقين والثقة وهذا القرار أكثر شيوعا فى كثير من الحالات العادية أيضا .

وقد لاتكون المسألة مجرد اعتبارات نظرية ، فقد تلعب العوامل

الثقافية والاجتماعية دورها في هذا القرار . فإذا كان الباحث يجرى دراسة حول وراثـة الذكاء مثلا ، وهو موضوعي خلافي الى حد كبير ، انه في هذه الحالة يفضل المجازفة بالوقوع في الخطأ من النوع الأول الذي يتطلب التشدد والمراعاة في اختيار مستوى الدلالة الاحصائية . وفي رأي جيلفورد وفرتشتر أنه في الممارسة العلمية العامة حين تكون آثار المخاطرة غير خطيرة على القرار العلمي أو العملي فإن الاحتمال الثالث الذي اقترحه فيشر من قبل يمكن أن يكون مفيدا . فبدلا من قبول الفرض العفري أو رفضه ، يمكن للباحث أن يؤجل الحكم انتظارا للمزيد من نتائج البحوث التالية أو الأدلة المستقبلية . وتأجيل الحكم يتضمن بالضرورة حاجة البحث الى الاستعادة والتكرار ، وهي إحدى الحاجات الهامة في البحث العلمي بصفة عامة .

وتبقى ملاحظة أخيرة حول الفرض العفري يجب أن يتنبه اليها الباحثون وخاصة المبتدئين منهم وهي أن هذا الفرض ليس الا محسوس مفهوم احصائي يعاين في ضوء بارامترات الأصول ، وبعبارة أخرى فإن الفرض العفري لا يعبر عن وجود أو عدم وجود فروق بالفعل كما تعبـسـر عنه نظرية معينة للبحث أو نتائج الدراسات السابقة حول مشكلته . كما أنه لاملة تربطه بصياغة الفرض التجريبي (أو فرض البحث) ذاته حتى ولو كانت صيغة فرض البحث تعبر عن عدم وجود علاقة أو عدم وجود فروق في ضوء الاطار النظري لهذا البحث . أضف الى ذلك أنه ليس مجرد صيغة سلبية للضعيفة الايجابية التي يكون عليها فرض البحث . كما أنه لا يستخدم في تنمية الفرض التجريبي حول النتائج المتوقعة للدراسة ، ولا يؤلف مكونا من عملية الحدس والاستدلال لدى الباحث في الوصول الى هذا الفرض التجريبي . انه باختصار جزء من الاجراءات الاحصائية لاتخاذ القرار الاحصائي . فهل تتوقف هذه الموضة الخاطئة التي شاعت في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية التي يصوغ فيها الباحثون فروضهم التجريبية في جميع الأحوال في صورة فروض صغرية حتى ولو كانت أطرفهم النظرية أو معظم نتائج البحوث السابقة حول مشكلة بحثهم تشير الى صياغتها في صورة موجهة؟!

دلالة الطرفين ودلالة الطرف الواحد :

الفرض العفري - كما قلنا - هو جزء من الإجراءات الإحصائية اللازمة لاختبار فروض البحث التي قد تكون هي ذاتها مفرية أو موجهة (حسب نظرية النظرية كما بينا مرارا) . وهو نوع من الافتراضات الأساسية وراء جميع هذه الإجراءات الإحصائية . فهو الاستراتيجية الوحيدة التي يمكن استخدامها للحكم على دلالة الاحتمالات المحسوبة (كما بينا في الفصل السابق عند الإشارة الى مفهوم الخطأ المعياري) أو دلالة الفروق بين المعالجات أو دلالة العلاقات بين المتغيرات . وبالتالي لا يحتاج الباحث أن يعوغه عوفا مريحا في بحثه . فالعبارة المبرحة الوحيدة المطلوبة في البحث هي صياغة الفرض التجريبي . ولعلنا بذلك ننبه الى خطأ آخر شاع في بعض البحوث ، الى جانب ما نبهنا اليه في نهاية الفقرة السابقة ، خلاصته أن بعض الباحثين يعوغلون فروضهم العفري وفروضهم البديلة معا في البحث الواحد . وهم بذلك لا يدركون معنوا التناقض الذي يقعون فيه ، فالفرض العفري هو نقيض الفرض البديل الموجه ، فكيف يمكن اختبار النقيض ؟!

وإذا كان الفرض العفري هو الافتراض الوحيد الذي يعين على اختبار الفروض . فإن قبوله يعني رفض الفرض البديل (وقد يكون هو ذاته فرض البحث) ، أما إذا تم رفضه فإن ذلك يعني قبول الفرض البديل ، وبهذا لا يمكن للفرض العفري والفرض البديل أن يلتقيا لاختبارهما معا في وقت واحد ، فبالإضافة الى التناقض الذي أشرنا اليه فإن ذلك نوع من المستحيل الإحصائي .

كيف يمكن للباحث أن يختبر الدلالة ؟

لقد أشرنا في الفصل السابق الى مفهوم الدلالة الإحصائية ومحكماتها أو مستوياتها . ولعلنا نذكر القارئ بأن الباحث عندما يختار محكم الدلالة عند مستوى ٥% مثلا فإنه بذلك يقول لنا ان النتيجة الإحصائية

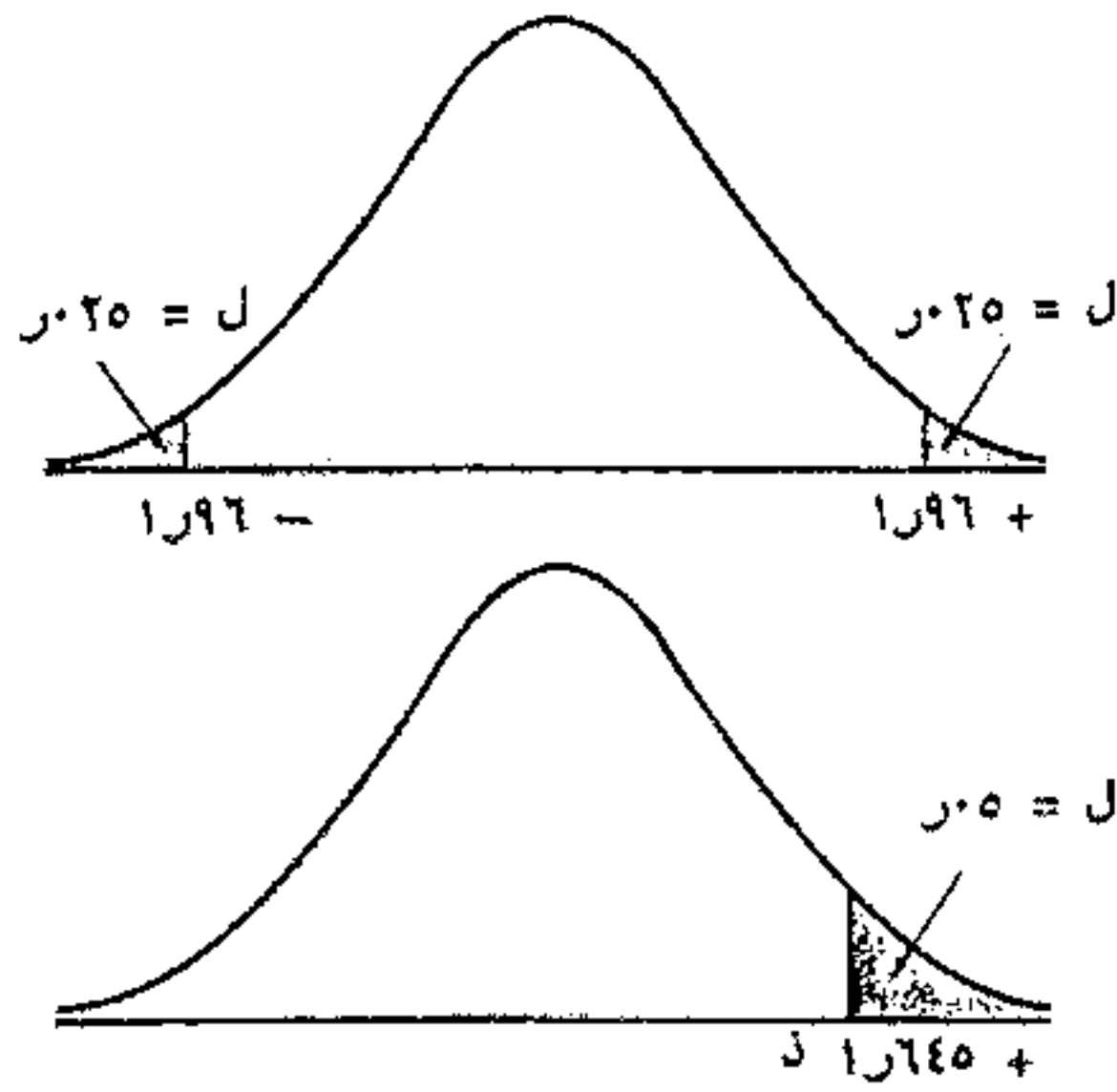
التي جعل عليها (سواء كان احصاءة منفردة أو علاقة بين متغيرين أو فرق بين احصائيتين أو أكثر) إذا تحولت إلى درجة معيارية فإن المساحة المعقري في المنحنى الاعتدالي المقابلة لها تساوي ٥٠ر والمساحة الكبرى تساوي ٩٥ر ومعنى ذلك أنه لو أجريت بحوث عديدة مماثلة وعلى عينات من نفس الحجم فإن النتيجة التي يحمل عليها الباحث إذا وصلت إلى هذا المستوى من الدلالة أو تجاوزته فاحتمال تكرار حدوثها هو ٩٥ر بينما تكرار حدوثها ~~في~~ عدم حدوثها هو ٥ر . وبنفس الطريقة يمكن فهم معنى أي محك آخر للدلالة مثل ١ر أو ٥٠ر أو ١٠٠ر الخ .

ولكن ندرك العلاقة بين مفهوم مستوى الدلالة ومفهوم الفرض المعقري نقول أن الباحث حين يقرر استخدام مستوى الدلالة ٥٠ر أو غيره فإنه يستخدمه أيضا كمحك لتقويم الفرض المعقري . ومعنى ذلك أن احصاءة العينة إذا كان الشك في احتمال تكرارها يصل إلى نسبة ٥٠ر أو أعلى من ذلك فإن الباحث يرفض حينئذ الفرض المعقري . ولأن ذلك قد يتضمن المخاطرة بالوقوع في النمط الأول (أو ألفا) من الخطأ ، وهو رفض الفرض المعقري بينما هو صحيح ، يطلق على مستوى الدلالة أحيانا نفس التسمية (مستوى ألفا) ، وهي تسمية أكثر شيوعا في الكتب الاحصائية الحديثة .

ولكن إذا كان مستوى الدلالة يحدد كلا من المساحة المعقري لعدم اليقين (أو عدم الثقة) والمساحة الكبرى لليقين (أو الثقة) فكيف نحدد موضع هاتين المساحتين في المنحنى الاعتدالي ؟ بالطبع أن ما يحدد ذلك - كما بينا في الفصل العاشر هو الإشارة الجبرية للدرجة المعيارية (التي يجب أن تحول إليها جميع الاحصاءات لتصبح قابلة للتعامل معها في المنحنى الاعتدالي) . ولعلنا نذكر أيضا أن الدرجة المعيارية السالبة تدل على نقص الاحصاءة المحسوبة على متوسط الأمل ، بينما الدرجة المعيارية الموجبة تدل على زيادة هذه الاحصاءة عن هذا المتوسط . ولعلنا نذكر كذلك أن متوسط الأمل كدرجة معيارية يساوي صفرا .

لنفرض أن الفرض التجريبي للبحث سيخ بالفعل في صورة مفريسة
(في ضوء نظرية البحث ونتائج الدراسات السابقة) حيث يتوقع عدم
وجود فروق بين المعالجتين أو عدم وجود ارتباط بين المتغيريين ،
فإن ذلك يعنى أنه يتوقع بالنسبة للاحصاءات المحسوبة أن تتساوى
مع بارامترات الأمل ، وبالتالي فإن الدرجة المعيارية لهذه الاحصاءة
تساوى العفر (وهى الدرجة المعيارية المقابلة لمتوسط الأمل) .
إن الباحث في اختبار الفرض العفرى في هذه الحالة إذا وجد أن
الدرجة المعيارية للاحصاءة تقل عن ١٩٦ فإنه يتوقع لها ألا تختلف
عن متوسط الأمل (بسبب عوامل المصادفة والعشوائية) إلا بنسبة ٥٠
(المساحة العفرى أو مساحة الرفض) بينما سوف تتطابق مع هذا
المتوسط بنسبة ٩٥ (المساحة الكبرى أو مساحة القبول) والسؤال
حينئذ من أين جاءت هاتان النسبتان مع أننا نعلم من قراءتنا لجدول
مساحات المنحنى الاعتدالى أن المساحة العفرى عند الدرجة المعيارية
١٩٦ رار هى ٥٢٥ بينما المساحة الكبرى ٩٧٥ . فكيف أصبحنا في حالتنا
هذه ٥٠ ، ٩٥ على التوالي ؟

للإجابة على هذا السؤال نقول إن الباحث في هذه الحالة لا يستطيع
أن يحدد موضع المساحة العفرى هل هي إلى يمين المنحنى الاعتدالى
أو إلى يساره ، وحيث أن الدرجة المعيارية في هذه الحالة (أى في
حالة الفرض العفرى) يتساوى احتمال أن تكون سالبة أو موجبة فإنه
لامناس لنا من وضع المساحتين العفريتين المقابلتين للدرجة المعيارية
١٩٦ موضع الاعتبار ، وبجمعهما معا نحصل على مساحة مفري كلية
مقدارها ٥٠ (٥٢٥ + ٥٢٥ = ١٠٥٠) وعندئذ تصبح المساحة الكبرى
٩٥ (أى ١ - ٥٠ = ٩٥) . ويسمى اختبار الدلالة في هذه الحالة
دلالة الطرفين ويوضح الجزء العلوى من الشكل رقم (٤٢) ذلك .



الشكل (٤٢) مساحة القبول والرفض في اختبار دلالة الطرفين البحثية

ويطبق اختبار دلالة الطرفين أيضا على الفروض البديلة غير الموجهة من نوع (توجد فروق بين المعالجات) أو (توجد علاقة بين المتغيرات) دون تحديد لوجهة الفروق أو العلاقة . ولو أن هذه الصيغة للفروض البحثية غير مستحبة ، فلا توجد نظرية في البحث تدعو الباحث إلى مثل ذلك ، والأجدى عندئذ أن تصاغ الفروض التجريبية في صورة صغرية بشكل مباشر .

تدريب : ارسم المساحتين المعرفى (الرفض) والكبيرى (القبول) في المنحنى الاعتنالى لدلالة الطرفين للدرجات المعيارية الآتية ٢.٥٨ (مستوى ٠.١) ، ٢.٨١ (مستوى ٠.٠٥) ، ٢.٣٠ (مستوى ٠.٠١)

ماذا عن الفرض البديل الموجه ؟

لنفرض أن الفرض التجريبي للبحث يتوقع زيادة (أو نقص)

درجات المجموعة التجريبية عن المجموعة الضابطة ، أو يتوقع لمعامل الارتباط بين المتغيرين أن يكون موجبا (أو سالبا) ، انه فـسـى هاتين الحالتين ونظائرهما يتوقع للإشارة الجبرية للدرجة المعيارية أن تكون سالبة أو موجبة بالنسبة لمتوسط الأمل أو معامل ارتباط درجات الأمور . وفى هذه الحالة فإن الباحث فى اختبار الفـرض العفـرى يرفضه إذا وجد أن الدرجة المعيارية للاعـماء التى حصل عليها تـعـل إلى ١٩٦ أو تزيد عليها لأنه يتوقع لهذه الاعـماء ألا تتكرر (بسبب عوامل المصادفة العشوائية) بنسبة ٠.٥ وأن تتكرر بنسبة ٩٥ بسبب اختلاف الأمور . والسؤال هنا مرة أخرى من أين جاءت هذه النسبة ؟

ان ما حدث فى هذه الحالة - كما ذكرنا من قبل - أننا جمعنا طرفى المنحنى الاعـدالى (أى المساحتين العفريين) عند هــسـده الدرجة المعيارية (ومقدار كل منهما كما بينا آنفا هــسـو ٠.٢٥) عند أحد الطرفين ، ولهذا يسمى هذا النوع من الدلالة الاحصائية اختبار الطرف الواحد ويوضح الجزء السفلى من الشكل رقم (٤٢) ذلك .

ومن المهم أن ننبه هنا أن الباحث فى اختبار الاحصائى للفرض العفـرى فى حالة الفرض التجريبى الموجه يمكن أن يستخدم اختبار دلالة الطرفين إذا كان افتراضه الأساسى أنه (من الوجهة الاحصائية) لا يهتم أن يقبل الفرض العفـرى أو أن يقبل الفرض البديل الموجه سواء أكان فى الاتجاه الذى حدده الفرض التجريبى أو عكس اتجاهه . أما قرار استخدام اختبار الطرف الواحد فيجب أن يستند إلى السؤال الجوهرى للبحث . وعلينا أن ننبه على أن وقت القرار حول طبيعة الفرض البديل هو فى بداية البحث وقبل جمع البيانات . وأخطـر ما يمكن أن يقع فيه الباحث من أخطاء أن يجمع بياناته ثم يحدد مساحة الرفض (المساحة العفـرى) فى أحد طرفى التوزيع دون الآخر فى ضوء

هذه البيانات التي حمل عليها بالفعل . انه لو سار في هذا الاتجاه الخاطئ واختار مستوى الدلالة ٠٥ر مثلا فانه في الواقع يقوم باختبار دلالة الطرفين عند مستوى ١٠ر . كما لا يجب على الباحث أن يوقع نفسه في معيدة اختبار دلالة الطرف الواحد في الاتجاه الذي يعتقده أن نتائجه يجب أن تكون فيه ثم يتحول الى دلالة الطرفين اذا أظهرت بياناته الاتجاه العكس . انه لو سار على هذا النحو واستخدم مستوى دلالة ٠٥ر فان ذلك في الواقع هو اختبار دلالة طرفين عند مستوى ٠٧٥ر بمساحة مقدارها ٠٥٠ر عند أحد الطرفين ، ٠٢٥ر عند الطرف الآخر ، حيث المساحة الأكبر تقع في الاتجاه الذي يحدده تحيز الباحث . وعلى ذلك فمن المهم للباحث أن يحدد مقدما ماذا يريد من فرضه التجريبي الموجه وبالتالي من فرضه الاحصائي البديل . فالأمر ليس مقامسرة احصائية غير محسوبة .

وعلى الباحث أن يدرك بعد هذا التمييز بين نوعي الدلالة، أن دلالة الطرف الواحد هي في الواقع نصف دلالة الطرفين . ويوضح الجدول رقم (٤١) أمثلة توضح ذلك .

جدول (٤١) العلاقة بين دلالة الطرفين ودلالة الطرف الواحد

مستوى دلالة الطرفين	١٠ر	٠٥ر	٠٢ر	٠١ر	٠٠٥ر	٠٠١ر
مستوى دلالة الطرف الواحد	٠٥ر	٠٢٥ر	٠١ر	٠٠٥ر	٠٠٢٥ر	٠٠٠٥ر
الدرجة المعيارية	١٦٥	١٩٦	٢٢٣	٢٥٨	٢٨١	٢٣٠

حساب دلالة الاحتمالات المنفردة

باستخدام مفهوم الفرض العفري

لقد تناولنا في الفصل السابق المعنى العام للدلالة الاحتمالية لبعض الاحتمالات الوصفية (المتوسط ، الانحراف المعياري في معامل الارتباط) باستخدام مفهوم الخطأ المعياري . الا أننا نعرض في هذا القسم طرق اختبار الدلالة الاحتمالية لهذه الاحتمالات باستخدام مفهوم الفرض العفري تمهيدا لاستخدام هذا المفهوم أيضا في اختبار دلالة الفروق . ولعل أهم هذه الاختبارات الاحتمالية للفرض العفري النسبة الحرجة Critical Ratio واختبار (ت) .

(١) النسبة الحرجة لدلالة المتوسط :

يرمز للنسبة الحرجة في الاحتماء بالرمز (ذ) ، وهو نفس الرمز الذي نستخدمه للإشارة الى الدرجة المعيارية ، لأن النسبة الحرجة ليست في الواقع الا درجة معيارية بمعناها العام (أي $z = \frac{x - \bar{x}}{\sigma}$) ، ولكن ماهي قيم ح ، ع في حالة النسبة الحرجة ؟

لفهم الرمز (ح) في النسبة الحرجة ، والذي يدل على انحراف الدرجة الخام عن المتوسط ، في المعادلة الأساسية للدرجة المعيارية ، يمكن القول أن الاحتماء المحسوبة للعينة (المتوسط مثلا) تعد في النسبة الحرجة مناظرة للدرجة الخام ، أما المتوسط فهو بارامتر الأمل . ومن ناحية أخرى فإن المناظر في النسبة الحرجة للانحراف المعياري في المعادلة الأساسية للدرجة المعيارية هو الخطأ المعياري .

وعلى ذلك فإن النسبة الحرجة (ذ) لدلالة المتوسط والتي سوف نقتصر عليها لأهميتها هي :

$$z = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma_{\bar{x}}}$$

حيث أن

- ذ = النسبة الحرجة والتي تعد درجة معيارية كما بينا .
- م = متوسط العينة المحسوب كاحمالة .
- م = القيمة الفرضية لمتوسط الأصل كبارامتر .
- ع_م = الخطأ المعياري للمتوسط بافتراض معرفة الانحراف المعياري للأصل كبارامتر .

مثال :

حصل أحد الباحثين على متوسط أطوال عينة من الأطفال الرضع (ن = ١٠٠) فبلغ ٦٧ر٤ سم ، احسب دلالة هذا المتوسط بافتراض أن متوسط الأصل = ٦٨ سم ، وأن الانحراف المعياري للأصل = ٣ر٢ سم .

للحصول على دلالة هذا المتوسط لابد من حساب الخطأ المعياري للمتوسط أولاً بالمعادلة ($ع_{م} = \frac{ع}{\sqrt{ن}}$) ، وهو يساوى فى هذا المثال ٣ر٢ . ويتطبيق معادلة النسبة الحرجة السابقة نحمل على ما يأتى :

$$ذ = \frac{٦٨ - ٦٧ر٤}{٣ر٢} = \frac{٠ر٦}{٣ر٢} = ١ر٨٧٥$$

وهى درجة معيارية يمكن مقارنتها بالدرجة المعيارية ١٩٦ (التى تحدد مستوى الدلالة ٠٥) فنجدها أقل منها وبالتالي يكون الحكم عليها بأنها غير دالة ، أو أنه لا يوجد فرق بين المتوسط المحسوب كاحمالة ومتوسط الأصل كبارامتر ، وبالتالي فإن متوسط العينة يقع فى مساحة القبول أو الثقة ٩٥٪ وعندئذ يقبل الباحث الفرض العكسى .

تدريب : احسب نفس دلالة المتوسط السابق فى حالة افتراض هذا الباحث أن الانحراف المعياري للأصل = ٣ .

اختبار (ت) لدلالة المتوسط ————— :

لعلك لاحظت أن استخدام النسبة الحرجة يتطلب من الباحث معرفة الانحراف المعياري للأمل . إلا أننا في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية يندر أن يتوافر لنا هذا البارامتر . وفي كثير من الأحيان يفطر الباحث الى حساب الخطأ المعياري للمتوسط من الانحراف المعياري للعينة كاحماءة ، ويكون ذلك - كما بينا في الفصل السابق - نوعاً من التقدير لهذا الخطأ المعياري .

ولقد كان العالم البريطاني وليام جوست W. Gossett (الذي شاعت كتاباته الاحصائية باسمه المستعار تواسعا Student أو طالب) أول تنبيه منذ مطلع هذا القرن الى نقصان الدقة في تقدير الانحراف المعياري (ع) للأمل باستخدام الانحراف المعياري للعينة (ع) مع قلة حجم العينة . فمع نقص عدد أفراد العينة يكون هذا التقدير أقل بكثير من الانحراف المعياري للأمل ، وبالتالي حينئذ يستخدم الانحراف المعياري للعينة (ع) في تقدير الخطأ المعياري للمتوسط فان هذا التقدير يكون أيضاً أقل من الخطأ المعياري للأمل ، وعندئذ يكون من باب عدم الدقة الاحصائية استخدام القيم الاحتمالية المعتادة للمنحنى الاعتيادي .

ومعنى ذلك - في رأى جوست - أن الاستناد في هذه الحالة الى افتراضات المنحنى الاعتيادي من حيث مساحاته وارتفاعاته ودرجاته المعيارية سوف يقدم لنا اجابات خاطئة ، وخاصة مع العينات الصغيرة كما قلنا . والأصح حينئذ أن يرجع الباحث الى التوزيع الحقيقي للدرجة المعيارية المحسوبة ، وهو التوزيع الذي أطلق عليه جوست اسم توزيع (ت) To Distribution والذي ينسب اليه اختبار الدلالة الاحصائية المشهور (اختبار ت) .

وفي توزيع (ت) يلعب مفهوم درجات الحرية - الذي أشرنا اليه

من قبل - دورا هاما ، حيث توجد توزيعات مختلفة لقيم (ت) - كبدائل لقيم (ذ) في النسبة الحرجة - حسب حجم العينات . ولعلك تذكر أن درجات الحرية للخطأ المعياري للمتوسط المحسوب بهذه الطريقة عددها (ن - ١) .

ولحسن الحظ فان الباحث ليس في حاجة الى معرفة شكل كل توزيع من توزيعات (ت) مقدما . ويمكنه أن يستخدم توزيع (ت) على نفس النحو الذي يستخدم فيه توزيع المنحنى الاعتيادي ، وحينئذ يحل اختبار (ت) محل النسبة الحرجة كمقياس للدلالة الاحتمالية . ومن المهم أن ننبه هنا الى أنه في العينات الكبيرة يقترب توزيع (ت) من التوزيع الاعتيادي اقترابا شديدا ، وحينئذ يمكن أن يحل اختبار (ت) والنسبة الحرجة ، كل منهما محل الآخر .

ومعادلة اختبار (ت) لحساب دلالة المتوسط هي :

$$t = \frac{\bar{m} - m}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

حيث أن

ت = اختبار دلالة الفرق بين المتوسط كاحماعة وبارامتر معلوم للأصل .

م = متوسط العينة المحسوب كاحماعة .

م = القيمة الفرضية لمتوسط الأصل كبارامتر .

سم = تقدير الخطأ المعياري للمتوسط بافتراض عدم معرفة

الانحراف المعياري للأصل ، ويعتمد في حسابه على

الانحراف المعياري للعينة .

وبعد حساب (ت) يمكن للباحث اللجوء مباشرة الى جدول مستويات دلالة (ت) التي أعدها جوست (راجع الملحق رقم ٤) . وكل ما هو مطلوب من الباحث أن يحدد درجات الحرية في عينته (وهي ن - ١ في حالة

سبار دلالة المتوسط) ، ويكون ذلك مدخله الى اختيار توزيع (ت) المناسب لعينته عند النسب المختلفة لاحتمال (وخاصة ٠.٥ ، ٠.١) ، وعليه أن يقارن بين (ت) المحسوبة و (ت) الجدولية عند مستوى الدلالة المختار ، فإذا كانت تساوى أو تزيد على هذه القيمة فإنه يستنتج أن المتوسط دال أى يختلف جوهرياً عن بارامتر الأصل (رفض الفرض العفرى) .

مثال :

حمل أحد الباحثين على متوسط الدخل اليومي بالجنيه لعينة من الحرفيين (ن = ١٥) فبلغ ١٨٨٠ جنيهاً ، والمطلوب حساب دلالة هذا المتوسط بافتراض أن متوسط الأصل ١٧ جنيهاً ، وأن الانحراف المعياري للعينة يساوى ٣٥٠ (على أساس أن الباحث لا يعرف الانحراف المعياري للأصل) .

إننا فى هذه الحالة نطبق معادلة اختبار (ت) السابقة كما يلى:

$$t = \frac{1880 - 17}{\left(\frac{350}{15-1} \right)^{1/2}} = \frac{180}{94} = 1.91$$

وبالكشف فى جدول توزيع (ت) فى الملحق رقم (٤) عند درجات حرية (١٥ - ١ = ١٤) نجد أن القيمة الجدولية عند مستوى ٠.٥ = ٢.١٤٥ وهى أعلى من القيمة المحسوبة وبالتالي يستنتج الباحث أن المتوسط غير دال احصائياً ، أى لا يختلف عن بارامتر الأصل (قبول الفرض المفبرى) .

اختبار (ت) لدلالة معامل الارتباط :

استطاع العلامة البريطانى أرنولد فيشر أن يتوصل الى طريقة عامة لاختبار دلالة معامل الارتباط فى ضوء فكرة الفرض العفرى، والمقعود به هنا أن يعامل معامل الارتباط بين المتغيرين فى الأصل الكلى

يساوي صفرا ، أى لاتوجد علاقة بين المتغيرين فى الأمل ، وأوان المتغيرين فى الأمل مستقلان على أساس افتراضات المعادفة والعشوائية التى تستند اليها القياسات لكل متغير منهما . وهكذا يكون فرضنا الاحصائى مرة أخرى احصائيا .

ويذكر (Glass & Hopkins, 1984) أن هذا الفرض الصفري لمعامل الارتباط له معناه من ناحيتين : أولهما أن معامل الارتباط الصفري يقع فى منتصف المسافة بين معامل الارتباط الموجب ومعامل الارتباط السالب ، وثانيهما أن معامل الارتباط الصفري بين متغيرين له أهميته الخاصة لأنه يدل على استقلال المتغيرين على نحو قد يتضمن مفاهيم المعادفة والاحتمال والعشوائية كما بينا .

وكان الافتراض الأساسى عند فيشر هو التوزيع الاعتدالى للمتغيرين، وتعتمد فكرة التحويل اللوغاريتمى التى تناولناها فى الفصل السابق على هذا الافتراض . الا أن جوست (أو ستوديننت) استطاع أن يطور اختبار (ت) ليصبح طريقة عامة لاختبار الفروض الصفرية سواء كانت لمتغير واحد أو أكثر على أساس التعامل فى تقدير بارامتر الأسس (معامل ارتباط الأمل) على معامل الارتباط المحسوب للعينة (الاحصاءة) .

والصيغة التى يتخذها اختبار (ت) لدلالة معامل الارتباط بافتراض أن معامل ارتباط الأمل صفرا هى :

$$t = \frac{r - r_{\text{مف}}}{\sqrt{\frac{r^2 - 1}{n - 2}}}$$

$$\text{أو } t^* = \frac{r}{\sqrt{\frac{r^2 - 1}{n - 2}}}$$

$$* \text{ توجد صيغة أخرى لهذه المعادلة كما يلى } t = \frac{r \sqrt{n - 2}}{\sqrt{r^2 - 1}}$$

وبالمقارنة بين قيمة (ت) المحسوبة بقيمة (ت) الجدولية عند درجات حرية (٥٠٩) في جدول توزيع (ت) المبين في الملحق رقم (٤) نجد دالة عند مستوى ٠.١ وبالتالي يستنتج الباحث أن معامل الارتباط بين المتغيرين أميل ولا يرجع إلى المعادفة وبالتالي يرفض الفرض الصفري . وذلك على الرغم من أن معامل الارتباط (١٥٤) يبدو مغيرا من مجرد النظر ، والسبب في ذلك كبر حجم العينة .

ولكى نوضح ذلك احسب دلالة معامل ارتباط مقداره ٥٦٢ حسب لعينة صغيرة (ن = ١٠) . اننا بتطبيق معادلة (ت) السابقة نحصل على القيمة التالية :

$$ت = \frac{٥٦٢}{\sqrt{\frac{(٥٦٢)^2 - ١}{٢ - ١}}} = \frac{٥٦٢}{\sqrt{٠.٨٥}} = \frac{٥٦٢}{٠.٩٢} = ١٩٢$$

وباستخدام الملحق رقم (٤) لتوزيع (ت) نجد أن القيمة المحسوبة غير دالة حتى عند مستوى ٠.٥ وبالتالي فإن الباحث يقبل الفرض الصفري .

ولعل هذا المثال ينبه كثيرا من الباحثين الذين يعتمدون على حجم معامل الارتباط فحسب في استنتاج وجود أو عدم وجود علاقة بين المتغيرين . ففي المثال السابق وجدنا أن المعامل ١٥٤ كان دالا عند مستوى مرتفع من الثقة بينما المعامل ٥٦٢ لم يكن دالا . ومرة أخرى ننبه الباحثين إلى أن معامل الارتباط غير الدال يعد مغرا ويعامل في تفسير النتائج على هذا الأساس . فهل تتوقف تلك الممارسة العجيبة التي شاعت في كثير من البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية الحديثة والتي يبذل فيها الباحثون جهودا مفضية لتفسير بعض معاملات الارتباط وخلع المعنى عليها (سلبا أو ايجابا) بينما هي في الحقيقة لا تتجاوز العزل ولها نفس معناه حتى ولو كانت قيمتها العددية كبيرة ؟

ويمكن تعديل المعادلة السابقة لاعطاء أ: نى قيمة يرفض عندها
الفرض العفري (أى معامل ارتباط الأمل يساوى صفرا) باستخدام
القيمة الحرجة لمعامل الارتباط ، عند درجات حرية تساوى (ن - ٢) ،
وهذه القيمة الحرجة لاختبار (ت) تتحدد بالاعتماد على (ت) الجدولية
المقابلة لمستوى دلالة معين (٠.٥ أو ٠.١) عند درجات حرية معينة
وفى هذه الحالة فان القيمة الحرجة لمعامل الارتباط تحسب بالمعادلة
الآتية :

$$\frac{\bar{t}}{\bar{t}^2 + (n - 2)} = r$$

حيث \bar{t} = ت الجدولية وليست المحسوبة .
 r = القيمة الحرجة لمعامل الارتباط .

مثال :

إذا كانت (ت) الجدولية لدرجات حرية (٢٥ - ٢) عند مستوى
٠.٥ تساوى ٢٠.٧ فاننا نحسب القيمة الحرجة لمعامل الارتباط لـ
هذه الحالة على النحو الآتى :

$$r = \frac{20.7}{23 + (20.7)^2} = 0.396$$

وقد اعتمد على هذه المعادلة فى حساب الحدود الدنيا (أو القيم
الحرجة) لمعاملات الارتباط لتكون دالة عند المستويات المختلفة
من الاحتمال عند درجات حرية مختلفة (ن - ٢ بالطبع) . ويوضح
الملحق رقم (٥) جدول دلالة معامل الارتباط بهذا المعنى . ويمكن
للباحث أن يعتمد عليه مباشرة دون حاجة لحساب قيمته (ت) .
ومن فحص هذا الجدول تلاحظ أن معامل الارتباط يجب أن يكون ٠.٤٦٨
على الأقل ليكون دالا عند مستوى ٠.٥ إذا كانت درجات الحرية ١٦

بينما حده الأدنى هو ٣٥٤ ر ليكون دالا عند مستوى ٠.١ إذا كانت درجات الحرية ٥٠ .

تدريب :

احكم على دلالة معامل ارتباط يساوي ٤٩، محسوب لعينة عدد أفرادها ١٨ مفحوصا . ثم عسر معنى مستوى الدلالة الذي تحصيل عليه .

دلالة الفرق بين المتوسطات

سبق أن تحدثنا عن تقدير بارامترات الأمل من الاحصاءات المحسوبة للعينة والوصول من ذلك الى استنتاجات حول دقة هذه التقديرات فيما يسمى الخطأ المعياري . وفيما سبق كان اهتمامنا باحصاء واحدة كالمتوسط أو الانحراف المعياري أو معامل الارتباط إلا أننا هنا أكثر اهتماما بمعرفة اختلاف بارامترات أمل معين عن آخر أو بدقة أكثر بمعرفة ما اذا كانت احصاءتين ملاحظتين ، كأن تكونتا متوسطين أو معاملي ارتباط ، تظهران فروقا فيما يقابلهما من بارامترات الأمل ، وهذا ما يسمى دلالة الفرق . ودلالة الفرق قد تكون أحيانا أهم للباحث النفسي والتربوي والاجتماعي من مجرد تحديد الخطأ المعياري لاحصاء واحدة أو الحكم على دلالتها . وفي هذه الحالة يختبر الباحث فرضا صفريا محددًا يعاغ في الصورة الآتية اذا كان الأمر يتعلق بدلالة الفرق بين متوسطين :

" لا يوجد بين متوسطي المقياسين أي فرق له دلالة " أو بعبارة أخرى "الفرق بين المتوسطين في المجتمع الأصلي يعادل صفرا " وفي هذه الحالة يقارن الباحث هذا الفرق بين المتوسطين بالخطأ المعياري لهذا الفرق نفسه .

وفى تحديد الخطأ المعياري لفروق المتوسطات يجب أن نميز بين المتوسطات المرتبطة وغير المرتبطة . ويعتمد بالمتوسطات المرتبطة تلك التى تحسب لمجموعات بينها علاقة من نوع ما كالمجموعات المتكافئة (ومنها التوائم) أو المجموعات التى أعيد عليها القياس نفس تجارب القياس القبلى - البعدى ، أو مجموعات إعادة الاختبار وغيرها . وتسمى القياسات التى يحمل عليها الباحث بهذه الطريقة القياسات المتكررة Repeated Measures

أما المتوسطات غير المرتبطة فهى تلك المتوسطات المحسوبة لمجموعات مستقلة ، أن التى صنفت الى المعالجات المختلفة بطريقة عشوائية تماما ولا تلعب فيها أى عوامل أخرى غير المعاداة أى دور .

أولاً: دلالة الفروق بين المتوسطات المرتبطة :

الخطأ المعياري لفروق المتوسطات المرتبطة :

يحسب الخطأ المعياري لفروق متوسطات العينات المرتبطة كما يلى:

$$\sqrt{\frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right)} = \sqrt{\frac{1}{2} (2 \times 1.4^2 + 2 \times 2.4^2 - 2 \times 1.4 \times 2.4)} = 1.4 - 2.4$$

حيث الرمز $1.4 - 2.4$ = الخطأ المعياري لفرق متوسط المجموعة الأولى من متوسط المجموعة الثانية .

1.4 = الخطأ المعياري لمتوسط المجموعة الأولى .

2.4 = الخطأ المعياري لمتوسط المجموعة الثانية .

2 = معامل ارتباط درجات المجموعة الأولى بدرجات المجموعة الثانية .

مثال :

قام أحد الباحثين بإعادة اختبار قدرة لغوية على عينة من التلاميذ قبل التدريب على الفهم اللغوي وبعده ، فكانت النتائج كما يلى :

المتوسط قبل التدريب (م) = ١٤٢

الانحراف المعياري قبل التدريب (ع) = ٢١

المتوسط بعد التدريب (م) = ١٦٤

الانحراف المعياري بعد التدريب (ع) = ٢٨

معامل الارتباط بين درجات الاختبار القبلي والاختبار البعدي (ر) = ٧٣

عدد الأزواج (ن) = ١٠٠

∴ الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات قبل التدريب

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{28}{\sqrt{100}} = 2.8$$

الخطأ المعياري لمتوسط الدرجات بعد التدريب

$$\sigma_{\bar{x}} = \frac{28}{\sqrt{100}} = 2.8$$

الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين

$$\sigma_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \sqrt{(2.8^2 \times 2) - (2.8^2 \times 0.73)} = 2.1$$

$$0.26 = \sqrt{0.07} = \sqrt{0.17 - 0.24} =$$

(٢) النسبة الحرجة للفرق بين متوسطين مرتبطين :

المشكلة الأحصائية هنا بالطبع هي الحكم على دلالة الفرق

بين المتوسطين وهو في مثالنا : $164 - 142 = 22$

وذلك لتحديد إلى أي حد يختلف عن الصفر . وبعبارة أخرى كيف يمكن الحكم على ما إذا كانت القيمة ٢٢ (الفرق بين المتوسطين) ترجع إلى المصادفة وبالتالي يصبح الفرق مساوياً للصفر (قبول الفرض العفري) ، أو أنها ترجع إلى فرق أصيل حقيقي يعود إلى أثر التدريب (رفض الفرض العفري) ؟

والفرض المعطى فى حالة دلالة الفروق بين المتوسطات يعنى بشكل أكثر دقة من الوجهة الاحصائية أن متوسط التوزيعات التكرارية لهذه الفروق يساوى صفراً ، وبحسب بعد ذلك مدى اقتراب أو ابتعاد الفرق المساوى ٢٢ فى هذا المثال عن المتوسط الفرضى لهذه الفروق المساوية للمعطى لتحديد من هذا الدلالة الاحصائية .

لكن الانحراف المعياري للتوزيعات التكرارية لتلك الفروق هو نفسه الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين الذى حصلنا عليه امبريقياً، وبهذه الطريقة يمكننا تحديد مدى الثقة فى هذا الفرق وذلك بتحويله الى درجات معيارية ونسبته الى المنحنى الاعتدالى ومعنى ذلك أن الدرجة المعيارية للفرق ٢٢ =

$$D = \frac{22 - \text{مفر}}{26}$$

$$\text{أو } D = \frac{22}{26} = 85$$

الا أننا سبق أن أشرنا الى أن الدرجة المعيارية لـ ٢٥٨ تحدد لنا مستوى ثقة مقداره ٩٩ وشك مقداره ٠١ فى ضوء المساحات المعيارية . وأن الدرجة المعيارية المساوية ١٩٦ تحدد لنا مستوى ثقة مقداره ٩٥ وشك مقداره ٠٥ فى ضوء المساحات المعيارية أيضاً، ولكن الدرجة المعيارية التى حصلنا عليها أكبر من ٢٥٨ وبالتالى نقول أن الفرق بين المتوسطين دال عند مستوى ٠١ وتسمى الدرجة المعيارية لفرق المتوسطات بالنسبة الحرجة ومعادلتها العامة هي :

$$\text{النسبة الحرجة} = \frac{\text{الفرق بين المتوسطين}}{\text{الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين}}$$

$$D = \frac{2^4 - 1^4}{2^4 - 1^4}$$

ثانياً : دلالة الفروق بين المتوسطات المستقلة (غير المرتبطة) :

(١) الخطأ المعياري لفروق المتوسطات المستقلة :

معادلة الخطأ المعياري لفروق المتوسطات المستقلة هي نفسها المعادلة السابقة للمتوسطات المرتبطة . ونشير هنا إلى أن معادلة المتوسطات المرتبطة هي الصيغة الأكثر عمومية . إلا أنها تختلف هنا في شيء واحد ناتج من افتراض أن معامل الارتباط (ر) يساوي صفراً بسبب استقلال العينتين وبالتالي تصبح المعادلة في صورتها الملائمة لهذه الحالة على النحو التالي :

$$\sqrt{\frac{2}{n_1 + n_2}} = \frac{2}{\sqrt{n_1 + n_2}}$$

حيث أن المقدار $2 \times r \times \frac{2}{\sqrt{n_1 + n_2}}$ في المعادلة السابقة يساوي صفراً

(٢) النسبة الحرجة للفرق بين متوسطين مستقلين :

يمكن صياغة معادلة عامة للنسبة الحرجة في حالة المتوسطات المستقلة وهي كما يلي :

$$D = \frac{\bar{x}_2 - \bar{x}_1}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}$$

حيث يدل الرمز D على النسبة الحرجة

- | | |
|--|-------------------------|
| • على متوسط المجموعة (٢) والمجموعة (٢) | \bar{x}_2 , \bar{x}_1 |
| • على الانحراف المعياري لكل مجموعة | s_2 , s_1 |
| • على عدد أفراد كل مجموعة | n_2 , n_1 |

مع ملاحظة أن $\chi^2 - \chi^2$ لا تهم فيه الإشارة الجبرية لأن تحديد أى المجموعتين هو المجموعة الأولى وأيهما هو المجموعة الثانية يتوقف على الباحث نفسه ، وعموماً فإن الإشارة تعدد اتجاه الفرق لصالح أى من المجموعتين أن وجد دالاً ، ولذلك إذا كانت النسبة الحرجة لها دلالة إحصائية فإن الباحث يحدد اتجاه الدلالة لصالح أى المجموعتين .

ثالثاً. اختبار (ت) لتحديد دلالة الفروق بين المتوسطات :

يميز علماء الإحصاء كما أشرنا آنفاً بين الخطأ المعياري للأصل والخطأ المعياري للعيننة ، وينشأ ذلك من أن الانحراف المعياري في الحالة الأولى عادة ما يكون أكبر منه في الحالة الثانية . وقد أشرنا في القسم السابق إلى استخدام جوست (أو ستودينت) لمفهوم درجات الحرية لتصحيح تقدير الخطأ المعياري للأصل من الخطأ المعياري لإحصاءة العيننة .

وقد أشرنا في القسم السابق أيضاً إلى أن علماء الإحصاء حسبوا نسب الاحتمالات لتوزيعات (ت) عند درجات الحرية المختلفة وأعدوا جدولاً لهذا الغرض لا تكاد تخلو منه المؤلفات المتخصصة ، ويسمى جدول توزيع (ت) أو (ت) ثم شاع استخدام هذا الجدول بحيث لم يعد يقتصر على العينات الصغيرة وحدها وأصبح صالحاً للاستخدام مع العينات الكبيرة أيضاً .

ولكن يستخدم الباحث جداول توزيع (ت) للحكم على دلالة الفروق بين متوسطين تستخدم معادلات خاصة تسمى معادلات اختبار (ت) وقد شاع اختبار (ت) حتى كاد يحل محل النسبة الحرجة التي أشرنا إليها .

(١) اختبار (ت) للمجموعات المستقلة :

$$t = \frac{\bar{y}_2 - \bar{y}_1}{\sqrt{\left[\frac{1}{n_2} + \frac{1}{n_1} \right] \frac{y_{2e}^2 + y_{1e}^2}{2 - n_2 + n_1}}}$$

حيث يبدل الرمز \bar{y}_2 ، \bar{y}_1 على متوسطي المجموعتين على التوالي .

n_2 ، n_1 على عدد أفراد كل مجموعة على حدة .

y_{2e} ، y_{1e} على الانحراف المعياري لكل مجموعة .

وبعد حساب قيمة (ت) يحدد الباحث درجات الحرية وهي في حالة الفرق بين متوسطي مجموعتين مستقلتين تساوي $(n_2 - 1 + n_1 - 1)$ حيث درجات حرية المجموعة الأولى تساوي $(n_1 - 1)$ ، ودرجات حرية المجموعة الثانية تساوي $(n_2 - 1)$ ومجموعها يساوي $(n_2 - 1 + n_1 - 1)$.

وبعد تحديد قيمة (ت) ودرجات الحرية يقارن الباحث قيمة (ت) المحسوبة بقيمة (ت) الجدولية عند درجات الحرية التي حددها ، فإن كانت قيمة (ت) المحسوبة تساوي القيمة الموجودة في الجدول أو تزيد عليها عند مستوى الدلالة المناسب (٠.٠٥ أو ٠.٠١ مثلا) يصبح للفرق بين المتوسطين دلالة إحصائية عند هذا المستوى أو ذاك (رفض الفرض العفري) ، وإلا فإنها تكون ليست لها دلالة إحصائية وعندئذ يقبل الفرض العفري .

مثال :

أجرى أحد الباحثين تجربة في حفظ المقاطع عديدة المعنى على مجموعتين اختيرتا عشوائيا أحدهما مجموعة تجريبية تعرضت لتعريض الاستجابات الصحيحة ومجموعة ضابطة لم تتعرض للتعريض ، وبعد انتهاء

معالجتي التعلم حمل الباحث على البيانات الآتية في ضوء عدد المقاطع المستدعاة لدى أفراد المجموعتين .

المجموعة التجريبية	المجموعة الضابطة
$13 = 14$	$11 = 14$
$122 = 14$	$68 = 14$
$12 = 14$	$10 = 14$

وبتطبيق المعادلة السابقة تحسب (ت) في هذه الحالة على النحو الآتي :

$$\begin{aligned}
 & \text{ت} = \frac{11 - 13}{\sqrt{\left(\frac{1}{10} + \frac{1}{12}\right) \frac{(68 \times 10) + (122 \times 12)}{2 - 10 + 12}}} \\
 & \frac{2}{\sqrt{439}} = \frac{2}{\sqrt{19296}} = \frac{2}{\sqrt{(18) \frac{2144}{20}}} = \\
 & = 0.46
 \end{aligned}$$

وبالكشف في جدول (ت) للدلالة ذات الطرفين عند درجات حرية ٢٠ نجد أن القيمة المحسوبة ليست دالة عند مستوى ٠.٥ وبالتالي فلنسان الباحث في هذه الحالة يقبل الفرض العفري (أي عدم وجود فروق بين المجموعتين) .

(٢) اختبار (ت) للمجموعات المستقلة المتساوية الأعداد :

لتسهيل حساب قيمة (ت) في حالة المجموعات المستقلة المتساوية الأعداد توجد صيغة مختصرة من المعادلة السابقة وهي :

$$t = \frac{2^2 - 1^2}{\sqrt{\frac{2^2 + 1^2}{n-1}}}$$

وهذه المعادلة هي نفس المعادلة السابقة بافتراض أن $n_1 = n_2$ مع ملاحظة أن درجات الحرية في هذه الحالة أيضا هي $(n_1 + n_2 - 2)$ أو $2(n-1)$ أو $2(n-2)$.

ولعلنا بهذا ننبه الى خطأ شاع عند بعض الباحثين الذين يستخدمون هذه المعادلة حيث يحسبون درجات الحرية على أنها تساوى $(n-1)$ استنادا الى المقام الوارد تحت الجذر التربيعي في مقام المعادلة السابقة. ومرة أخرى ننبه الى أن هذه الصيغة ليست صيغة جديدة وإنما هي اختصار للمعادلة الأصلية.

مثال :

أجرى أحد الباحثين تجربة مماثلة للتجربة السابقة وحصل على البيانات الآتية :

<u>المجموعة الضابطة</u>	<u>المجموعة التجريبية</u>
$10 = 1^2$	$17 = 1^2$
$25 = 2^2$	$26 = 2^2$
$10 = n_1$	$10 = n_2$

وبتطبيق المعادلة السابقة تحسب (ت) في هذه الحالة على النحو الآتي :

$$t = \frac{10 - 17}{\sqrt{\frac{25 + 26}{1-10}}}$$

$$\frac{7}{2.6} = \frac{7}{\sqrt{6.78}} = \frac{7}{\sqrt{\frac{61}{9}}} = \frac{7}{2.96} =$$

وبالكشف في جدول (ت) عند درجات حرية ١٨ نجد أن (ت) المحسوبة أعلى من القيمة الجدولية عند مستوى ٠.١ (ت الجدولية عند مستوى ٠.١ تساوي ٢.٨٧٨) ومعنى ذلك أن هذا الباحث يرفض الفرض المفري ويقبل الفرض البديل أي وجود فروق جوهرية بين المجموعتين .

(٣) اختبار (ت) للمجموعات المرتبطة :

يواجه الباحث النفس والتربوي والاجتماعي في كثير من الأحيان بمشكلات المقارنة بين متوسطي مجموعتين مرتبطتين (وقد أشرنا إلى طبيعة هذا النوع من المجموعات فيما سبق) وفي هذه الحالة تستخدم صيغة خاصة من اختبار (ت) وهي :

$$t = \frac{\bar{M}_Q}{\sqrt{\frac{\sum (C^2 - \frac{(\sum C)^2}{N})}{N(N-1)}}}$$

حيث يدل الرمز \bar{M}_Q على المتوسط العام للفروق الدرجات المرتبطة .
 $\sum C^2$ على مجموع مربعات انحراف فروق الدرجات
 عن المتوسط العام لهذه الفروق .

$N =$ عدد أزواج الأفراد .

مع ملاحظة أن درجات الحرية في هذه الحالة تساوي ($N - 1$) حيث تدل (ن) في جميع الأحوال (في المعادلة وفي حساب درجات الحرية) على عدد أزواج الأفراد .

ولكن نوضح استخدام هذه المعادلة نعطي المثال التالي في تجربة قام بها أحد الباحثين للمقارنة بين قسوة

منعكس المركبة بالميلليمتر تحت معالجتى التوتر والاسترخاء لنفس الأفراد فحصل على البيانات الواردة فى الجدول رقم (٤٢) .

جدول (٤٢) بيانات معالجتين تجريبيتين لنفس الأفراد
(مجموعتان مرتبطتان)

الأفراد	معالجة التوتر	معالجة الاسترخاء	ق	ح ^٢	ح ^٢
أ	٣١	٢٥	٤ -	٤٦ -	٢١١٦
ب	١٩	١٤	٥ +	٤٤ +	١٩٣٦
ج	٢٢	١٩	٣ +	٢٤ +	٥٧٦
د	٢٦	٢٩	٣ -	٣٦ -	١٢٩٦
هـ	٣٦	٢٤	٢ +	١٤ +	١٩٦
ن = ٥			مجم = ٣ + ح ^٢ = ١٦	مفسر	٦١٢٠ مجم ح ^٢

وبتطبيق المعادلة السابقة يتضح :

$$t = \frac{r_1}{\sqrt{\frac{r_1^2}{n} - \frac{r_1^2}{n^2}}} = \frac{r_1}{\sqrt{\frac{r_1^2}{n} - \frac{r_1^2}{n^2}}} = \frac{r_1}{\sqrt{\frac{r_1^2}{n} - \frac{r_1^2}{n^2}}}$$

$$0.34 = \frac{r_1}{1.75}$$

وبمقارنة هذه القيمة المحسوبة بقيمة (ت) الجدولية عند درجات حرية (١ - ٥) نجد أنها ليست لها دلالة احصائية عند مستوى ٠.٠٥ .

ثالثاً: اختبار (أ) لدلالة الفروق بين المتوسطات المرتبطة :

يوجد اختبار آخر لدلالة الفروق بين المتوسطات المرتبطة أسهل فى حسابه من اختبار (ت) ومع ذلك فهو يكافؤ احصائياً ورياضياً .

وقد اقترح هذا الاختبار ساندلر Sandler كما ابتكر له المصادلة الآتية :

$$1 = \frac{\text{مجموع } 2}{\text{مجموع } 2}$$

ويوضح المثال الآتي جدول رقم (٤٢) طريقة حساب هذا الاختبار مقارنة باختبار (ت) للمتوسطات المرتبطة . ويتضمن البيانات التي حمل عليها أحد الباحثين من تطبيق مقياس للاتجاه نحو العمل اليدوي على مجموعة من طلاب المدارس الفنية الصناعية قبل الانتظام في الدراسة وبعد عام من الدراسة في إحدى هذه المدارس ، وكانت هذه البيانات شأنها شأن بيانات المثال السابق من النوع الذي يسمى في الإحصاء الاستدلالي المقاييس المتكررة كما ذكرنا من قبل :

جدول (٤٢) الطريقة المباشرة لحساب اختبار (أ) لدلالة الفروق بين المتوسطات المرتبطة

القياس القبلي	القياس البعدي	الفروق (ق)	مربعات الفروق (ق ٢)
١٠	١٤	- ٤	١٦
٨	١٠	- ٢	٤
١٢	١٣	- ١	١
١٥	١٩	- ٤	١٦
١٧	١٦	١	١
١١	١٨	- ٧	٤٩
٧	٨	- ١	١
٨	١١	- ٣	٩
١١	١٠	١	١
١١	١١	مفر	مفر
١٠ = ن		مجموع = - ٢٠	مجموع ٢ = ٩٨

وبتطبيق المعادلة السابقة نحصل على قيمة اختبار (أ) على النحو الآتي :

$$0.245 = \frac{98}{400} = \frac{98}{200} = 1$$

ويمكن الرجوع الى جدول الدلالة الخاص بهذا الاختبار والذي أعده ساندلر (Sandler, 1955) والذي أعدنا انتاجه في الملحق رقم (٦) .

الافتراضات الأساسية لاختبار (ت) :

توجد ثلاثة افتراضات أساسية اقترحها جوست (ستودينت) يقوم عليها اشتقاق توزيع (ت) ، أي توزيع أخطاء العينة للنسبة (ت) حين يكون الفرض العفري صحيحا ، وهذه الافتراضات الثلاثة هي :

(١) الاعتدالية : أي أن يكون توزيع الفروق بين المتوسطات للعينات المختارة اعتداليا ، ولا يتوافر هذا الشرط الا اذا كان توزيع الدرجات الخام لهذه العينات اعتداليا أيضا .

وهذا الافتراض ليس لأن المنحنى الاعتدالي هو النموذج الرياضي الذي يقترب منه توزيع كثير من المتغيرات فحسب وإنما لأن هذا المنحنى يتسم أيضا بخاتمة رياضية هامة هي أن المتوسطات والتباينات للعينات ذات التوزيعات الاعتدالية تنقسم بأنها مستقلة ، أي أن معاملات الارتباط بين هذه المتوسطات والتباينات لعينات متكررة من نفس التوزيع الاعتدالي تكون صفرية .

وعلى الرغم من أهمية هذا الافتراض الا أنه لا يتوافر كثيرا لأسباب عملية فليس من الممكن أن يكون اختيار المفحوصين عشوائيا دائما في كل تجربة يجريها الباحثون . ولهذا كان الباحث في الماضي اذا لم يتوافر

اجاباتهم بعضهم من بعض . اننا في هذه الحالة لا يمكن أن نفترض أن البيانات التي يحمل عليها الباحث في هذه الحالة مستقلة ويقترب من ذلك وجود بعض المتغيرات الدخيلة التي تؤثر في المتغير التابع ولم يتم التحكم فيها مسبقا ويكون ذلك مثالا على فشل ضبط التجريبي ، ولا يحل اللجوء الى استخدام اختبار (ت) للمجموعات المرتبطة ، وانما استخدام بعض الطرق الاحصائية الأكثر تقدما لوضع الاعتماد موضوع الاعتبار في التحليل ، وأشهرها أسلوب تحليل التباين Analysis of Covariance الذي سنشير اليه فيما بعد .

(٣) تجانس التباينات : يبرر افتراض تجانس التباين في استخدام طريقة معادلة اختبار (ت) جمع بياني المجموعتين للحصول على تقدير واحد لتباين الأصل ، وكذلك استخدام درجات حرية للمجموعتين معا . وبالطبع يعمل تقدير التباين الذي نحمل عليه الى أعلى درجات الدقة اذا صح افتراض أن $\sigma^2_1 = \sigma^2_2$ للأصول ، لأن ذلك يعنى أن كلا من σ^2_1 أو σ^2_2 كاحصائتين للمينات يتطابق مع تباين الأصل كبارامتر ، وهذا يعنى مرة أخرى أن هاتين الاحصائيتين غير متحيزتين في تقديرهما للبارامتر المشترك (σ^2) ، واذا كان الأمر كذلك فانه من غير المنطقي عدم جمع المعلومات التي تتوافر للباحث منهما معا للحصول على تقدير أفضل وأكثر دقة للبارامتر (σ^2) ، وحينئذ يتوافر لنا أيضا تقدير أكثر دقة للخطأ المعياري للفروق بين المتوسطين .

وعلى الرغم من أهمية هذا الافتراض لتحقيق شروط استخدام اختبار (ت) الا أنه يعيب على الباحث أن يتأكد من توافره في بياناته بمجرد النظر . أضف الى ذلك أن الباحث يندر له أن يعرف تباينات الأصل ، والى أي حد تكون الاختلافات فيها . كما هو متوقع - ناجمة عن أخطاء العينة فحسب (أي العشوائية والمصادفة) . وبالمثل فان تقديرات الأصل المعتمدة على العينة قد تختلف أيضا ، ولا يعلم الباحث أيضا ان كان هذا الاختلاف يرجع الى أخطاء العينة أو الى اختلافات حقيقية

بين تباينى الأمل . ومادام الباحث لا يعلم مدى توافر هذا الشرط فى أصول عيناته فيجب أن يهتم بمدى انتهاكه فى بياناته . ولحسن الحظ فإن الخبرة العملية تدلنا على أنه متوافر فى معظم الحالات . بالإضافة الى أن البحوث الاحصائية الحديثة تؤكد أن اختبار (ت) - مرة أخرى - على درجة من المنعة بالنسبة لهذا الشرط وخامة حين تكون العينات كبيرة (٣٠ فأكثر) وتكون أعداد الأفراد (أو الحالات) فيها متساوية (أى $n_1 = n_2$) . بل ان الباحث لا يكاد يكون فى حاجة الى اختبار مدى توافر افتراض تجانس التباين حين تتساوى العينات . أما فى غير ذلك من الحالات فهو فى حاجة الى مثل هذا الاختبار . ولحسن الحظ أيضا تتوافر عدة طرق لهذا الغرض سوف نتناولها فى القسم التالى حول دلالة الفروق بين التباينات .

ولاثبات المزيد من منعة اختبار (ت) قام بوندكس بدراسة هامة (فى Guilford & Fruchter, 1978) للمقارنة بين أثر استخدام عينات مختارة من توزيعات غير اعتدالية بتباينات مختلفة وبأعداد مختلفة (أى بعدم الالتزام بالافتراضات الأساسية الثلاثية لاختبار ت) على حالات رفض الفرض المفرد عند مستوى دلالة ٠.٠٥ ، ٠.٠١ . فلاحظ بمعة عامة أن (ت) لم تتأثر تأثرا خطيرا بذلك الا فى حالات التطرف الشديد فى كل حالة من الحالات الثلاث ، والا اذا كانت العينات صغيرة جدا . ومعنى ذلك أن اختبار (ت) على درجة كافية من المنعة ويمكن استخدامه فى البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية بدرجة كافية من الثقة .

دلالة الفروق بين التباينات

تحتل مسألة اختبار الفروض حول مقاييس النزعة المركزية (المتوسط مثلا) والعلاقة (معاملات الارتباط) أهمية قصوى فى الاحصاء الاستدلالي ، ومع ذلك فقد تنشأ ظروف تتطلب اختبار الفروض أيضا حول التشتت ومنها

قد تثار بعض المشكلات البحثية حول مدى الاتفاق أو الاختلاف بين المجموعتين في الفروق الفردية داخل كل منهما . أضف الى ذلك أن اختبار الفروض حول التباين له أهميته في تحديد درجة مشروعية استخدام طرق احصائية أخرى لها افتراضات معينة حول التباين . ولعلك تذكر ما أشرنا اليه منذ قليل من أن استخدام اختبار (ت) للمجموعات المستقلة يتطلب افتراض أن $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ أو بعبارة أخرى تجانس تباين المجموعتين .

متى لابد للباحث أن يختبر احصائيا تجانس التباينين في اختبار (ت) ؟ يمكن أن تصنف طرق حساب دلالة الفروق بين التباينات على أساس المجموعات المرتبطة (أو القياسات المتكررة) أو المجموعات المستقلة أو غير المرتبطة .

(١) دلالة الفروق بين التباينات المستقلة (غير المرتبطة) :

في ضوء مناقشتنا السابقة لنتائج البحوث حول " منعة " اختبار (ت) نقول ان الشرطين اللازمين لاختبار تجانس التباينين قبل تطبيق اختبار (ت) لدلالة الفروق بين المتوسطين هما :

- (أ) أن يكون لدى الباحث افتراض قوي بأن توزيع الأهل اعتدالي.
- (ب) أن يكون عدد الأفراد في المجموعتين مختلفا اختلافا بينا .

وتوجد عدة طرق احصائية يمكن للباحث أن يطبقها في هذا العدد لعل أشهرها اختبار هارتلي الذي يعتمد على النسبة الفائية (اختبار ف) ولابد أن ننبه القارئ الى أن النسبة الفائية المستخدمة في اختبار هارتلي والتي تسمى (ف العظمى) تختلف عن النسبة الفائية المعتادة

المستخدمة في تحليل التباين والتي سوف نتناولها في الفصل التالي .

واختبار (ف العظمى) لهارتلى يتسم بالبساطة والوضوح والسرعة في اجرائه ، ومعادلته هي :

$$F_{\text{العظمى}} = \frac{\text{التباين الكبير}}{\text{التباين الصغير}}$$

ولعلك تلاحظ أن هذا الاختبار في صورة نسبة ، وحين يكون مقدار هذه النسبة مساويا للواحد الصحيح فإنها حينئذ تحقق الفرض العظمى تماما (حين يتساوى التباينان) ، وكلما زاد مقدار هذه النسبة عن الواحد الصحيح يزداد الفرق بين التباينين . ويجب على القارئ أن يدرك أن التباينين اللذين تتم المقارنة بينهما في المعادلة السابقة هما تقديران لتباين الأمل (ع^٢) وليس لتباين العينة (ع^٢) . ولحساب النسبة الفائية في هذه الحالة تأمل المثال الآتي :

مثال :

جعل أحد الباحثين على مجموع مربعات الانحرافات من تجربة أجراها على مجموعتين أحدهما تجريبية (ن_١ = ٨) والأخرى ضابطة (ن_٢ = ٥) فكانت كما يلي :

مج ح_١^٢ = ١٢٢ ، مج ح_٢^٢ = ٢٦ ، والمطلوب حساب مدى تجانس التباينين .

ان الخطوة الأولى بالطبع هي الحصول على التباينين المقدرين للأمل على نحو مستقل ، وذلك بقسمة مجموع مربعات الانحرافات على درجات الحرية ، وهي في مثالنا بالنسبة للمجموعة الأولى (ن_١ - ١ = ٧) وللمجموعة الثانية (ن_٢ - ١ = ٤) . وحينئذ يجعل الباحث على القيمتين الآتيتين :

$$18.86 = \frac{132}{7} = 19.4$$

$$6.5 = \frac{26}{4} = 6.5$$

وباستخدام معادلة اختبار (ف) السابقة نحمل على ماياتي :

$$F_{\text{العظمى}} = \frac{18.86}{6.5} = 2.90$$

كيف يمكن تحديد دلالة (ف) في هذه الحالة ؟ لقد أعد عالم الاحماء الشهير سنيكور C.W. Snedocor - الذي يعود اليه الفضل في ابتكار هذه النسبة وأطلق عليها هذه التسمية تكريما لعالم الاحماء الأشهر فيشر - الجداول اللازمة لذلك (راجع الملحق رقم ٧) ، وفيها يكشف عن دلالة (ف) باستخدام درجة حرية التباين الكبير ودرجة حرية التباين الصغير معا وفي وقت واحد ، ويوضح الجدول رقم (٤٤) مثالا من جداول اختبار دلالة (ف) مع ملاحظة أن القيمة التي توجد في السطر العلوي بالنسبة لكل درجة حرية هي قيم ف عند مستوى ٠.٥٠ والتي توجد في السطر السفلي هي قيم ف عند مستوى ٠.٠١ .

جدول (٤٤) مثال من جداول دلالة (ف)

درجات حرية التباين الكبير							
٠	٠	٠	٨	٧	٦	٥	
١٩ر٣٧	١٩ر٣٦	١٩ر٣٣	١٩ر٣٠	٩٩ر٣٦	٩٩ر٣٣	٩٩ر٣٠	درجات حرية
٨ر٨٤	٨ر٨٨	٨ر٩٤	٩ر٠١	٢٧ر٤٩	٢٧ر٦٧	٢٨ر٢٤	التباين الحقيقى
٦ر٠٤	٦ر٠٩	٦ر١٦	٦ر٢٦	١٤ر٨٠	١٤ر٩٨	١٥ر٢١	٤
٤ر٨٢	٤ر٨٨	٤ر٩٥	٥ر٠٥	١٠ر٢٧	١٠ر٤٥	١٠ر٩٧	٥
							.
							.
							.

وحين نستخدم هذا الجدول لاختبار دلالة (ف) التي حملنا عليها عند درجتى حرية ٧ ، ٤ نجدتهما ٦٠٩ عند مستوى ٠٥ ر ، ١٤٩٨ عند مستوى ٠١ ر وحيث أن (ف) المحسوبة مقدارها ٢٩٠ فاننا نستنتج أنها غير دالة عند مستوى ٠٥ ر وبالتالي نقبل الفرض العفري أى لا توجد فروق بين التباينين ، وأنهما متجانسان ، وحينئذ يستمر الباحث فى حساب دلالة الفروق بين متوسطى المجموعتين باستخدام اختبار (ت) .

(٢) دلالة الفروق بين التباينات المرتبطة :

حين تكون التباينات التى نقارن بينها محسوبة لعينات متزاوجة أو لنفس العينة فى قياسات متكررة فانها توفى بأنها مرتبطة بسبب احتمال وجود معامل ارتباط موجب بين التباينين ، وحينئذ لاتعمل (ف العظمى) كاختبار لتجانس التباين فى هذه الحالة والأمسح تطبيق اختبار (ت) بالمعادلة الآتية التى يمكن أن نسميها (ت العظمى) تمييزا لها عن (ت) المعتادة .

$$ت العظمى = \frac{\sqrt{2} \sqrt{(24 - 14)} \sqrt{24 - 14}}{\sqrt{24 - 14} \sqrt{24 - 14}}$$

حيث $24 - 14 =$ الانحراف المعياري لكل من مجموعتى القياسات المرتبطة .

$24 - 14 =$ تباين كل من مجموعتى القياسات المرتبطة .

$24 =$ معامل الارتباط بين مجموعى القياسات المرتبطة .

$n =$ عدد الأزواج .

مثال :

قام أحد الباحثين بتطبيق مقياس للاتجاهات نحو عمل المرأة قبلها على عينة من المفحوصين ثم تعرضهم لبرنامج لتغيير الاتجاهات نحو عمل

المرأة ، وبعد ذلك أعاد تطبيق نفس مقياس الاتجاهات بعدد على نفس العينة من المفحوصين فحمل على التباينين الآتيين :

$${}^2_1\epsilon \text{ (المقياس القبلي) } = 16 \quad \therefore {}^2_1\epsilon = 4$$

$${}^2_2\epsilon \text{ (المقياس البعدي) } = 36 \quad \therefore {}^2_2\epsilon = 6$$

$$r_{11} \text{ (معامل الارتباط بين المقياس القبلي والبعدي) } = 0.75$$

$$n \text{ (عدد مرات المقياس القبلي والمقياس البعدي) } = 54 \text{ (وليس عدد الأزواج)}$$

وحينئذ يمكن حساب (ت) لدلالة الفروق بين التباينين المرتبطين على النحو الآتي :

$$t_{\text{العظمى}} = \frac{\sqrt{2 - 54} (16 - 36)}{\sqrt{0.75 - 1} \times 4 \times 6 \times 2} = 2.95$$

وللبحث عن دلالة (ت) نستخدم نفس الجدول الخاص بها (الملحق رقم ٥) . عند درجات حرية (ن - ٢) حيث عدد القيود يدل على عدد مرات المقياس . وبالكشف في هذا الجدول يجد الباحث أن (ت) المحسوبة أعلى من (ت) الجدولية عند مستوى ٠.٠١ وبالتالي يرفض الباحث الفرض المفقود، ويستنتج وجود فروق جوهرية بين التباينين .

وقد اقترح ووكر وليف طريقة لحساب دلالة الفروق بين تباينين باستخدام معادلة لا تتطلب حساب التباينات أو مساملات الارتباط وهي :

$$t_{\text{العظمى}} = \frac{\sqrt{2 - n} (\sum s_1^2 - \sum s_2^2)}{\sqrt{2 \sum s_1^2 \sum s_2^2 - (\sum s_1 s_2)^2}}$$

حيث $\sum s_1$ = الدرجات في القائمة الأولى من القياسات (المقياس القبلي في المثال السابق) .

٣ = الدرجات في القائمة الثانية من القياسات
(القياس البعدى في المثال السابق) .

اختبار (ت) لمجموعتين غير متجانستين :

والسؤال هو : ماذا لو كانت ف العظمى دالة أى أن التباينين غير متجانسين ؟ الحل الأمثل في هذه الحالة أن يلجأ الباحث إلى أسلوب احصائي آخر لاختبار دلالة الفرق بين المتوسطين ، وهو تحليل التباين لمجموعتين (راجع الفصل التالي) حيث يمكن حينئذ وضع التباين داخل المجموعات والتباين بين المجموعات موضع الاعتبار .

ولكن لنفرض أن الباحث يريد أن يقتصر على استخدام (ت) رغم عدم تجانس التباينين والذي يعنى بالضرورة عدم تجانس المجموعتين .
ان المعادلة التى تستخدم في حساب (ت) في هذه الحالة (أى المجموعتين غير المتجانستين) كما يلي (فؤاد البهى السيد ، ١٩٧٩ : ٤٧٢ - ٤٧٤) :

$$t = \frac{\bar{x}_2 - \bar{x}_1}{\sqrt{\frac{s_p^2}{n_1} + \frac{s_p^2}{n_2}}}$$

وهذه صيغة أقرب الى معادلة النسبة الحرجة (د) .

مثال :

حمل أحد الباحثين على البيانات الآتية من قياس مجموعة تجريبية ومجموعة ضابطة .

$$\begin{array}{rcl} \bar{x}_2 & = & 20.6 \\ \bar{x}_1 & = & 16.00 \\ s_p^2 & = & 28.42 \\ s_p^2 & = & 6.72 \\ n_1 & = & 10 \\ n_2 & = & 20 \end{array}$$

وبتطبيق معادلة (ف العظمى) لاختبار تجانس التباين لهاتين المجموعتين وجد الباحث أن $F = 4.23$ وهي دالة عند مستوى ٠.٥ ومعنى ذلك أن تباين المجموعتين غير متجانستين ، ومعنى ذلك أن استخدام (ت) المعادية في هذه الحالة لا يصلح .

وبتطبيق معادلة (ت) لمجموعتين غير متجانستين يحل الباحث على قيمة (ت) كما يلي :

$$t = \frac{16 - 20.6}{\frac{6.72}{20} - \frac{28.42}{10}} = 2.08$$

والسؤال الآن كيف نختبر دلالة (ت) في هذه الحالة ، أن الباحث عليه في هذه الحالة إجراء الخطوات الآتية :

(١) الحصول على قيمة (ت) الجدولية لكل عينة على حدة بالاستعانة بدرجات الحرية في كل حالة منهما وباستخدام دلالة الطرفين وعند مستوى دلالة محدد (وليكن ٠.٥) وفي المثال السابق تكون فيما (ت) كما يلي :

ت_١ (الجدولية) = ٢.٢٦٢ عند مستوى ٠.٥ بـ درجات حرية (٩=١-١٠) .

ت_٢ (الجدولية) = ٢.٠٩٣ عند مستوى ٠.٥ أيضا بـ درجات حرية (١٩ = ١ - ٢٠) .

(٢) حساب (ت) الجدولية لدلالة الفرق بين المتوسطين باستخدام

ت_١ ، ت_٢ في المعادلة الآتية :

$$t = \frac{\left(\frac{t_1}{n_1}\right) + \left(\frac{t_2}{n_2}\right)}{\frac{t_1^2}{n_1} + \frac{t_2^2}{n_2}} = \text{الجدولية للفرق بين المتوسطين}$$

$$t = \frac{\left(\frac{6.72}{20}\right) 2.08 + \left(\frac{28.42}{10}\right) 2.262}{\frac{6.72}{20} + \frac{28.42}{10}}$$

$$\frac{701218}{20178} = \frac{7022 + 64286}{20178} =$$

$$224 =$$

ثم يقارن بين (ت) المحسوبة ومقدارها ٢٥٨ و (ج) الجدولية المحسوبة بالمعادلة السابقة ومقدارها ٢٢٤ يستنتج أن (ت) دالة عند مستوى ٥ ر .

دلالة الفروق بين معاملات الارتباط

أشرنا في الفصل السابق إلى أن توزيع العينات بالنسبة لمعامل الارتباط التتابعي لبيرسون يعتمد على حجم كل من العينة ومعامل الارتباط المحسوب ، إلى الحد الذي يجعل استخدام النسبة الحرجة مفيدا للغاية . ولا يتوافر في الوقت الحاضر مقياس دقيق دقة تامة لدلالة الفروق بين معاملات الارتباط يعتمد على محض الأخطاء المعيارية لمعاملات الارتباط . والأسلوب الأمثل حتى وقتنا الحاضر هو تحويل هذه المعاملات إلى مقابلاتها اللوغاريتمية على النحو الذي بيناه في الفصل السابق . وسوف نعرض في هذا القسم المعاملات محسوبة لعينات مرتبطة أو غير مرتبطة .

(١) . دلالة الفروق بين معاملات الارتباط المحسوبة لعينات غير مرتبطة :

نفرض أن أحد الباحثين طبق نفس المقياسين (س) ، (ص) (وليكونا مثلا التحصيل والذكاء) على عينتين مختلفتين (ذكور وإناث مثلا) تم اختيارهما عشوائيا وليس بينهما أي تكافؤ . وحسب معامل الارتباط بين المتغيرين لكل عينة ، فكان هذا المعامل للعينة الأولى (ن = ٥٣) هو ٨٢ وللعينة الثانية (ن = ٤٣) هو ٩٢ . ويريد أن يحدد دلالة

الفروق بين هذين المعاملين، للوصول الى ذلك يجب على الباحث استخدام الخطوات الآتية :

(١) تحويل معامل الارتباط الى مقابلين لوغاريتميين (ز) باستخدام جدول فيشر . ومن هذا الجدول نجد أن هذين المقابلين هما
($ز_١ = ١١٦$ ، $ز_٢ = ١٥٩$) على التوالي .

(٢) حساب الخطأ المعياري للفروق بين المقابلين اللوغاريتميين ($ز_١$ ، $ز_٢$) لمعامل الارتباط باستخدام المعادلة الآتية :

$$\sqrt{\frac{1}{ز_٢ - ٣} + \frac{1}{ز_١ - ٣}} = ز_٢ - ز_١$$

ومن البيانات السابقة نحمل على هذه القيمة كما يلي :

$$\sqrt{\frac{1}{٢١٢ - ٣} + \frac{1}{٢٥٩ - ٣}} = ز_٢ - ز_١ = ٠.٢٥ + ٠.٢٥ = ٠.٤٥$$

(٣) حساب النسبة الحرجة لدلالة الفرق بين المقابلين اللوغاريتميين (ز) لمعامل الارتباط بالمعادلة الآتية :

$$د = \frac{ز_٢ - ز_١}{ز_٢ - ز_١}$$

$$٢.٢٨ = \frac{٢٤٣}{٢١٢} = \frac{١١٦ - ١٥٩}{٢١٢} =$$

وحيث أن توزيع العينات لمعامل فيشر (ز) اللوغاريتميين يتسم بالاعتدالية فإننا نستنتج أن توزيع الفروق بين المقابلين اللوغاريتميين ($ز_٢ - ز_١$) يتم أيضا بالاعتدالية ، وعلى ذلك يمكن تفسير النسبة

* ينطق الرمز (ز) موتيا (زى) والرمز (د) موتيا (د) .

الدرجة في هذه الحالة على أنها درجة معيارية . ومن النتيجة السابقة نجد أن الفرق بين المقابلين اللوغارتميين يختلف عن الفرض العفري (أي عدم وجود فرق) بما مقداره ٢٠٢٨ درجة معيارية ، وهذا يعني أن هذا الفرق دال عند مستوى ٥.٠ لأن قيمة z أعلى من الدرجة المعيارية ١٩٦ التي تقابل هذا المستوى ، وأقل من الدرجة المعيارية ٢٥٨ التي تقابل مستوى ١٠.٠ وفي هذه الحالة يقرر الباحث رفض الفرض العفري بالنسبة لمعامل (ز) ، وهو قرار يمتد بالضرورة للفرق بين معامل الارتباط .

(٢) دلالة الفروق بين معاملات الارتباط المحسوبة لعينات مرتبطة :

نفرض أن أحد الباحثين طبق اختباراً للمقدرة الميكانيكية (س_١) على عينة من طلاب المدارس الثانوية الصناعية (ن = ٢٠٠) وبعد فترة من الزمن أراد أن يحدد الصدق التنبؤي لهذا الاختبار فجمع بيانات عن أداء هؤلاء الطلاب أنفسهم في محكين أحدهما الكفاءة المهنية في أعمال الورشة (س_٢) وتقديرات المعلمين لهؤلاء الطلاب في العمل الميكانيكي (س_٣) ، وحسب معاملات الارتباط بين اختبار المقدرة الميكانيكية وكل من المحكين فحصل على المعاملات الآتية :

$$r_{12} = 0.45$$

$$r_{13} = 0.55$$

وأراد أن يختبر دلالة الفروق بين معامل الارتباط لمعرفة هل الفروق بينهما جوهرية ؟ وهل المحك الثاني (س_٣) أفضل في علاقته بالاختبار من المحك الأول (س_٢) ؟

للإجابة على هذين السؤالين يسير الباحث في الخطوات الآتية :

- (١) الحصول على معامل الارتباط بين المحكين أي (س_٢) ولنفرض أنه يساوي في هذه الحالة ٠.٦٠.

(٢) تطبيق المعادلة التي اقترحها هوتلينج عام ١٩٤٠ كنوع من اختبار
(ت) لدلالة الفروق ومعادلتها هي :

$$t_{قر} = \frac{(n-3)(r+1)}{2(r^2 - r_1^2 - r_2^2 - \dots - r_k^2 - 1)} \sqrt{(r - r_1)}$$

وبالتعويض باستخدام القيم التي حصل عليها الباحث نحصل على
قيمة (ت) كما يلي :

$$t_{قر} = \frac{197(70+1)}{2(3600 - 3025 - 2025 - 1)} \sqrt{(75 - 45)}$$

$$191 = \frac{31520}{864} \sqrt{30} =$$

وبالكشف عن دلالة هذا المقدار في جدول (ت) عند درجات حرية
(ن - ٣) أي (٢٠٠ - ٣ = ١٩٧) نجده غير دال عند مستوى ٠.٥
وبالتالي فإن الباحث يقبل الفرض العفري بأنه لا توجد فروق بين معامل
الارتباط وأن كفاءة كل من المحكمين في التنبؤ بالقدرة الميكانيكية
متساوية .

سؤال :

لمادا كانت درجات الحرية في هذه الحالة = ن - ٣ ؟

الباب الرابع
تحليل بيانات النسبة
والمسافة
(٣) تحليل المتغيرات المتعددة

تمهيد للباب الرابع

الباب الرابع من هذا الكتاب هو مرة أخرى امتداد للبابين الثاني والثالث ، فلا يزال اهتمامنا منصبا على تحليل بيانات مقاييس النسبة والمسافة . فإذا كان البابان السابقان قد ركزا على تحليل البيانات لمتغير واحد (بالنسبة للمتوسط والانحراف المعياري) أو لمتغيرين (بالنسبة لمعامل الارتباط) فإن هذا الباب يوسع آفاق التعامل مع المتغيرات ليشمل المتغيرات المتعددة (أي أكثر من متغيرين) . ولهذا لموضوعه هو تحليل المتغيرات المتعددة —————
Multivariate analysis .

والمتغيرات المتعددة التي يشملها التحليل الاحصائي قد تكون من نوع المتغيرات المستقلة أو المتغيرات التابعة ، ولذلك سوف تتناول فصول هذا الكتاب تحليل المتغيرات المتعددة في ضوء هذا التصنيف الأساسي . وجاء نتيجة لذلك في ثلاثة فصول على النحو الآتي :

الفصل الثالث عشر : وموضوعه التصميم التجريبي وتحليل التباين ، وهو في جوهره يختص بتحليل المتغيرات المستقلة المتعددة ، ويتناول على وجه الخصوص مفهوم تحليل التباين ومفهوم التصميم التجريبي مع عرض مفصل للتصميمات التجريبية المختلفة ، والطرق المختلفة لتحليل التباين ابتداءً من تحليل التباين البسيط (لمتغير مستقل واحد) وحتى التحليل العاملي للتصميم العاملي المعقد ، وفي جميع الحالات كان التمييز الجوهرى بين تحليل التباين للمجموعات (المعالجات) المستقلة والمجموعات (المعالجات) ذات القياسات المتكررة وهو التمييز الذي بدأناه منذ الفصل الثاني عشر .

الفصل الرابع عشر : وموضوعه تحليل الانحدار المتعدد ، وهو أسلوب الاحصائي الذي يتعامل مع المتغيرات المتعددة على أساس تصنيفها الى فئتين احدهما تعد من نوع المتغيرات المستقلة (المنبئات) وثانيتهما تعد من نوع المتغيرات التابعة (المحكات) . وهكذا يوضح

أسلوب الانحدار المتعدد كنظير الجمع بين المتغيرات المستقلة المتعددة والمتغيرات التابعة المتعددة أيضا في نسق إحصائي واحد .

الفصل الخامس عشر : وموضوعه تحليل التباين وهو الأسلوب الإحصائي الذي يتعامل مع المتغيرات المتعددة سعيا للتحكم في المتغيرات الدخيلة وضبطها في حالة عدم التحكم فيها قبلها من خلال التصميم التجريبي الملائم .

الفصل السادس عشر : وموضوعه التحليل العاملي ، وهو الأسلوب الإحصائي الذي يتعامل مع المتغيرات التابعة المتعددة ، وفي هذا الفصل عرض لأهم طرق التحليل العاملي وبعض امتداداته إلى النمذجة التصنيفية الأخرى .

الفصل الثالث عشر

التصميم التجريبي وتحليل التباين

أهمية تحليل التباين :

تحليل التباين Analysis of Variance واختصاره ANOVA (يعد أسلوباً إحصائياً لازماً لفهم طبيعة المنهج التجريبي (وشبه التجريبي) في العلم ، كما أن هذين المنهجين يكادان يعتمدان عليه في تحليل نتائج بحوثهما . فكثيراً ما يحصل الباحث في العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية (وغيرها بالطبع) من دراسته على مجموعتين أو أكثر من البيانات عن أحد مقاييس المتغير التابع ، كل منها تحت شروط خاصة أو معالجات معينة للمتغير (أو المتغيرات) المستقلة ، ويريد أن يعرف هل توجد فروق دالة بين هذه الشروط أو المعالجات ؟ وبعبارة أخرى هل يمكن جمع النتائج الجزئية لهذه المعالجات المختلفة ومعاملتها على أنها من أمل كلي واحد (أى لا فروق بينها) أم لابد من معاملتها على أنها من أصول كلية منفصلة مختلفة (أى توجد بينها فروق دالة) ؟

لكي يجيب الباحث على هذه الأسئلة لابد له من المقارنة بين متوسطات المعالجات للحكم على دلالتها . إلا أن السؤال عندئذ هو: كيف تتم هذه المقارنة ؟

الإجابة المباشرة التي قد تخطر على ذهن القارئ هي أنه مهما بلغ عدد المعالجات يمكن أن نقارن بين كل معالجتين على حدة باستخدام النسبة الحرجة أو اختبار (ت) أو اختبار (أ) على النحو الذي تناولناه في الفصل السابق . ومعنى ذلك أن الباحث في هذه الحالة عليه أن يقوم بعدة مقارنات للوصول إلى هذا الهدف . ويكون عدد المقارنات الثنائية في هذه الحالة حسب المعادلة الآتية :

$$N = \frac{K(1-K)}{2}$$

حيث $N =$ عدد المقارنات الثنائية .
 $K =$ عدد المعالجات .

ومعنى ذلك أنه لو كان لدى الباحث ٣ معالجات أ ، ب ، ج فإنه (بتطبيق المعادلة السابقة) يحتاج الى ٣ مقارنات ثنائية أيضا هي: (أ،ب) و (أ،ج) و (ب،ج) . فإذا كان عدد المعالجات ٤ يصبح عدد المقارنات الثنائية ٦ ، وفي حالة ٥ معالجات يكون عدد المقارنات الثنائية ١٠ وهكذا يزداد عدد المقارنات الثنائية زيادة كبيرة مع زيادة عدد المعالجات (١٠ معالجات مثلا تتطلب ٤٥ مقارنة) .

ولعلك لاحظت أن الاعتماد على المقارنات الثنائية (لأكثر من معالجتين) يتطلب جهدا لا مبرر له . ويحتل بالطبع ألا يحمل الباحث على أى فروق دالة بين كل مجموعتين تتم المقارنة بينهما بهذه الطريقة . ولمواجهة هذه المعوية العملية لابد أن يتوافر للباحث أسلوب إحصائي يتطلب اختبارا إحصائيا للفروق بين المتوسطات جميعها ، معا وفي وقت واحد لنحدد به ما إذا كانت توجد أى فروق دالة على الإطلاق ، وإن وجدت يمكننا بعد ذلك أن نفحص هذه الفروق الدالة فحما أكثر عمقا (باستخدام أسلوب المقارنات الثنائية المتعددة البعدية الذي سنتناوله في الفصل القادم) لنحدد أين توجد هذه الفروق الدالة بالضبط ، ولصالح من من المجموعات أو المعالجات . أما إذا كانت نتائج هذا الاختبار الإحصائي الكلي للفروق بين المتوسطات سلبية (أى غير دالة) فإن تحليلنا الإحصائي ينتهي تماما عند هذا الحد .

وتوجد أسباب أخرى أكثر أهمية من الوجهتين المنطقية والإحصائية للسعي للحصول على اختبار إحصائي مركب واحد لدلالة الفروق بين المتوسطات . لنفرض أن عدد المقارنات الثنائية كان كبيرا (وليكن

١٠٥ مقارنة ناتجة عن ١٥ معاملة) . ولنفرض أيضا أن الباحث في هذه الحالة لجأ الى طريقة المقارنة بين كل زوج منها بالتتابع لاختبار دلالة الفروق بين كل منها على حدة . ولنفرض شائشا أنه لم يحصل من بين هذه المقارنات الشنائية جميعها الا على فرق واحد دال عند مستوى ٠١ وخمسة فروق دالة عند مستوى ٠٥ (أى ٦ فروق دالة من بين ١٠٥ فروق) . فهل يمكننا أن نستنتج أن هذا العدد الضئيل من الفروق دال حقا ؟

ان الناقد لمثل هذا البحث يكتفه القول أن مثل هذه الفروق الدالة ربما نشأت هي نفسها عن المصادفة وأخطاء العينات . ولا يمكن الفصل في هذه المسألة الا باستخدام الاختبار الاحصائي الواحد المتأني للدلالة لأنه حينئذ يحدد لنا بالفعل ما اذا كانت الفروق بين احماءات العينات تنشأ بمحض المصادفة نتيجة انتمائها الى أصل واحد أم أنها ترجع الى فروق حقيقية نتيجة لاختلاف الأصول .

ويوجد سبب احمائي آخر يدعونا الى معالجة البيانات التي نحصل عليها من معالجات متعددة معا وفي وقت واحد . اننا اذا اخترنا الفروق بين كل زوج من المعالجات على حدة نستخدم احماءتي هاتيتين العينتين فقط في تقدير بارامتر الأصل . وهذه الاستراتيجية لاتصلح لاختبار فرض صفري مؤاده أن متوسطات المعالجات جميعها متساوية ، وبالتالي فان الفرق بين كل منها والآخر يساوى صفرا . ان اختبار هذا الفرض الصفري يتطلب استخدام احماءات جميع العينات (المعالجات) متآنية معا وفي وقت واحد لتقدير بارامتر الأصل وذلك للتحقق مما اذا كانت جميع هذه العينات تنتمي بالفعل الى أصل واحد وأنها لاتتجاوز حدود أنها اختيرت منه عشوائيا (وبالتالي لاتوجد فروق بين متوسطاتها) أما أنها جميعها (أو بعضها) أصبحت تنتمي الى أصول مختلفة (نجمت عن المعالجات المختلفة) وبالتالي توجد فروق دالة بين هذه المتوسطات جميعها أو بين بعضها . ان استخدامنا لجميع احماءات العينات بطريقة متآنية يوصل الباحث الى تقدير أكثر استقرارا وثباتا لبارامتر الأصل .

ويعود الفضل الى عالم الاحصاء الانجليزى العظيم آرنولد فيشر
فى ابتكار الأسلوب الاحصائى المناسب لهذه الأغراض جميعا والسبب
أطلق عليه اسم تحليل التباين . انه باختصار أسلوب احصائى ملائم
للمقارنة بين مجموعات أو معالجات متعددة معا وفى وقت واحد وبطريقة
مباشرة . ومن هنا جاء نسبه الى فئة الأساليب الاحصائية التى تعالج متغيرات متعددة ،
مع ملاحظة أن المتغيرات المتعددة فى حالة تحليل التباين هى المستويات المختلفة من
المتغيرات المستقلة .

ولكن ماذا عن المقارنة بين مجموعتين أو معالجتين فقط ؟ ان
الباحث فى هذه الحالة له الخيار بين استخدام اختبار (ت) أو تحليل
التباين . ولعلنا نشير هنا الى مسألة (سنتناولها فيما بعد) أن
نتائج التحليل باستخدام الأسلوبين فى هذه الحالة تكون متطابقة
تماما . أما حين تكون هناك أكثر من مجموعتين أو معالجتين فلا بد
للباحث فى هذه الحالة من أن تكون مقارناته بين المتوسطات جميعها
متآنية ، وهنا يكون تحليل التباين الزم ما يكون .

التصميم التجريبي :

أشرنا الى أن لهم الباحث لأسلوب التباين يوضح له الكثير من
المسائل المرتبطة بالتصميم التجريبي Experimental Design . فتحليل
التباين ، كنموذج احصائى ، يكشف لنا - كما سنوضح فيما بعد - عن أهمية
محاولات الباحثين تعظيم آثار مستويات المتغير (أو المتغيرات) المستقلة
والتي تؤدي الى الفروق بين المعالجات التجريبية وتغير الاختلافات
الناجمة عن الخطأ والتي تنشأ داخل هذه المعالجات ، ولعل هذا يبرر
التداخل الكبير بين موضوع التصميم التجريبي وتحليل التباين ،
الى الحد الذى يمكن معه القول بأن هذه التصميمات يمكن أن تسمى
تصميمات تحليل التباين لأنها وثيقة الصلة بهذا النموذج الاحصائى فى
تحليل البيانات .

ولعلنا نذكر القارىء بما قلناه فى الفصل الثالث من أنه ليس
المنهج التجريبي (أو شبه التجريبي) يفترض أن الاختلاف فى المتغير

التابع لا يحدث الا كنتيجة للاختلاف في المتغير (أو المتغيرات) المستقلة . ولذلك فان التجربة جيدة التصميم تؤدي الى نتائج صادقة وتوصف في هذه الحالة بأنها صادقة داخليا .

وتوافر المدق الداخلي للتجربة لا يحدث أوتوماتيكيا ، وإنما يتطلب حسن اختيار المتغيرات وجودة التصميم التجريبي ذاته بحيث يؤدي الى التحكم قدر الامكان في المتغيرات الدخيلة ، والتي قد تؤدي - اذا لم تضبط - الى آثار في المتغير التابع . وهذا في ذاته مصدر كاف للشك في صحة الاستنتاج عن أثر المتغير المستقل - وحده - في المتغير التابع .

وقد ظهر مفهوم التصميم التجريبي منذ منتصف الثلاثينات من القرن العشرين على يد اثنين من اعلام الاحماء الحديث هما فيشر وبيثرس ثم تطور طوال السنوات التالية على يد كثيرين . والهدف الرئيس من التصميم التجريبي هو توجيه بناء التجربة العلمية من خلال اعداد تخطيط عام لها يتضمن عدد المتغيرات المستقلة وعدد مستويات كل منها ، وكيف يتم توزيع المفحوصين على كل شرط أو معالجة . وبهذا يقدم للباحث اطارا يحدد فيه الشروط المضبوطة للمحول على البيانات التي يستخدمها في اختبار فرض البحث أو فروضه .

وتوجد في الوقت الحاضر تصميمات تجريبية جيدة عديدة ، لها أسماء مختلفة . وتعتمد تسمية التصميم التجريبي على عاملين: أولهما عدد المتغيرات المستقلة المستخدمة أو المعالجة في البحث وتسمى أبعاد التصميم ، وثانيهما الطريقة التي يتم بها توزيع المفحوصين على مستويات كل متغير من المتغيرات المستقلة .

فمن حيث عدد المتغيرات المستخدمة أو المعالجة في البحث (الأبعاد) يوصف التصميم التجريبي بأنه تصميم البعد الواحد أو

أو تميم البعدين * أو تميم الأبعاد الثلاثة ، الخ . ويستخدَم المصطلح (بُعد) هنا مرادفاً لمصطلح المتغير المستقل . ومعنى ذلك أن التميم التجريبي ذي البعد الواحد يعالج متغيراً مستقلاً واحداً له مستويان أو أكثر ، والتميم ذي البعدين يعالج متغيرين مستقلين ، لكل منهما مستويان أو أكثر ، وهكذا .

كما تتحدد التميميات التجريبية أيضاً — كما ذكرنا — بالطريقة التي يتم بها توزيع المفحوصين على مستويات كل متغير مستقل تتسم معالجته في التميم التجريبي . وهنا توجد طريقتان أشرنا إليهما في الفصل السابق (عند تناول اختبارات) : أولاً — أن يتم توزيع المفحوصين على نحو مستقل أي لا ترتبط مجموعات المعالجات المختلفة بعضها مع بعض (مجموعات مستقلة أو غير مرتبطة) بحيث يكون لكل معالجة مجموعة منفصلة مستقلة ، وثانياً — يتم تعريض جميع المفحوصين لجميع المعالجات أو يتم توزيعهم بحيث يكون لكل مفحوص في معالجة معينة نظيره أو نظائره الذي تتكافأ معه أو معهم نفس المعالجات الأخرى ، حينئذ تكون المجموعات مرتبطة أو تكون المقاييس المستخدمة في قياس المتغير التابع متكررة .

ويسمى تميم المجموعات المستقلة بتسميات عديدة منها تميم المجموعات المنفصلة أو غير المرتبطة أو العشوائية ، إلا أن التسمية التي شاعت في السنوات الأخيرة تميم بين المجموعات ، وفيه — كما قلنا — تتعرض مجموعات مختلفة مستقلة لمعالجات مختلفة للمتغير (أو المتغيرات) المستقلة ، وبالتالي فإن جميع المفحوصين في كل مجموعة على حدة يتعرضون لمستوى واحد من مستويات المتغير المستقل (معالجة) وبالتالي يوجد عدد من المجموعات المختلفة مساوياً لعدد مستويات

* شاع في بعض الكتابات المتخمة في التميم التجريبي استخدام كلمة عامل Factor بدلاً من بُعد Was فيقال التميم العامل ذي العامل الواحد أو ذو العاملين وهكذا . وقد أشرنا استخدام المصطلح (بُعد) تجنباً للخلط بين تحليل التباين والتحليل العامل.

المتغير المستقل (المعالجات) ، ويتم تقدير أثر المتغير المستقل في المتغير التابع على أساس الفروق بين المجموعات (المعالجات) المختلفة .

وأبسط تصميم تجريبي في هذه الحالة هو تصميم البعد الواحد ، وحينئذ يكون الحد الأدنى للمجموعات هو مجموعتان لمستويين (أو معالجتين) للمتغير المستقل ، وهو التصميم الذي تناولناه في الفصل السابق وأشارنا إليه باسم "المجموعات غير المرتبطة أو المستقلة" ، وفي مثل هذا التصميم يتطابق كل من اختبار (ت) وتحليل التباين في تحليل بياناته كما أشرنا . أما إذا زاد عدد المجموعات عن اثنين في هذا التصميم التجريبي البسيط (أي التصميم ذي البعد الواحد) أو كان عدد المتغيرات المستقلة أكثر من متغير واحد لكل منها مستوياته في تصميم تجريبي أكثر تعقيدا يسمى التصميم العامل^{*} ، فإن استخدام تحليل التباين - كما بينا - ضرورة منطقية واحتمالية معا بسبب تعدد المتغيرات المستقلة .

ولكن ماذا عن توزيع المفحوصين على المستويات المختلفة للمتغير المستقل ، أو المعالجات ؟ لقد أشرنا الى أن هناك قرارين على الباحث أن يتخذ أحدهما :

- (١) تصميم بين المجموعات أو المعالجات : وفيه يتم توزيع بعض المفحوصين فقط على كل مستوى من مستويات المتغير المستقل (أو كل نوع من أنواع المعالجة) ، ويؤدي ذلك الى مجموعات مستقلة .

* يستخدم بعض الباحثين مصطلح التصميم العامل Factorial Design للإشارة الى التصميم البسيط ذي البعد الواحد ، وهذا خطأ فادح ، فمصطلح التصميم العامل يجب أن يقتصر على التصميم العامل المعقد (المؤلف من أكثر من متغير مستقل واحد) .

(٢) تصميم داخل المجموعات أو المعالجات : وفيه يتم توزيع جميع المفحوصين على جميع مستويات المتغير المستقل أو معالجاته ويؤدي ذلك الى مجموعات مرتبطة أو مقاييس متكررة للمتغير التابع .

وفي تصميم داخل المجموعات أو المعالجات (أو المجموعات المرتبطة أو المقاييس المتكررة) يستخدم الباحث مجموعة واحدة من المفحوصين تتعرض لجميع مستويات كل متغير من المتغيرات المستقلة . ومعنى ذلك أن جميع المفحوصين يتعرضون أولا لمعالجة معينة أو لمستوى معين من مستويات المتغير المستقل ثم يقاس المتغير التابع ، ثم يتعرضون جميعا لمعالجة ثانية تتطابق مع مستوى آخر للمتغير المستقل ثم يقاس المتغير التابع مرة أخرى . وهكذا اذا كانت هناك معالجة ثالثة أو رابعة ، وبعبارة أخرى يتعرض نفس المفحوصين لمعالجة تجريبية مختلفة في كل مرة ويتكرر قياس المتغير التابع بعدد هذه المعالجات ، وهذا هو سر تسمية هذا التصميم أحيانا بتصميم القياسات المتكررة . ولأن مجموعة المفحوصين هي نفسها في جميع الحالات يسمى أحيانا تصميم المجموعة الواحدة . وحينئذ تكون مهمة الباحث تقدير أثر المتغير (أو المتغيرات) المستقلة في المتغير التابع بالاعتماد على الفروق داخل الأفراد الذين يستجيبون للشروط التجريبية المختلفة .

ولكى نوضح الفرق بين تصميم بين المفحوصين وتصميم داخل المفحوصين نعطي المثال الآتي :

نفرض أن أحد الباحثين يهدف الى اجراء تجربة حول أثر تقديم المدمة الكهربائية كمثير منفر أو عقابي للحيوان في موقف تعلم باستخدام نوعين من المعالجات ، احدهما هي معالجة التعزيز السالب أو التحكم في السلوك وفيها يتعرض الحيوان للمدمة عقب كل استجابة خاطئة تصدر عنه عند محاولة الخروج من المتاهة ، وثانيتهما المعالجة العشوائية . وفيها يتعرض الحيوان للمدمة بعرف النظر عن استجابته

(أى سواء كانت صحيحة أو خاطئة) وهو الموقف الذى يسمى تجريبيا موقف العجز المتعلم . ونفرض أيضا أن الباحث أراد أن يــــــوزع مفحوصيه ، وهم ١٠ فئران ، على هاتين المعالجتين باستخدام أحسـد تـمـمـيـم بـيـن المـفـحـوصـيـن أو داخـل المـفـحـوصـيـن . ان مايفعله فى هذه الحالة هو اختيار أحد البديلين الموضحين فى الجدول رقم (٤٥) .

جدول (٤٥) تـمـمـيـمـان تجريبـيـان من نوع بين المفحوصين وداخـل المـفـحـوصـيـن

(أولاً) تـمـمـيـم بـيـن المـفـحـوصـيـن		(ثانياً) تـمـمـيـم داخـل المـفـحـوصـيـن	
معالجة التعزيز السالب	المعالجة العشوائية	معالجة التعزيز السالب	المعالجة العشوائية
١	٦	١	٦
٢	٧	٢	٧
٣	٨	٣	٨
٤	٩	٤	٩
٥	١٠	٥	١٠

ولعلك لاحظت أن الباحث فى التصميم الأول (بين المفحوصيين) قسم الفئران العشرة الى نصفين ، أحدهما تعرض للمعالجة الأولى (التعزيز السالب) وبعضها الآخر تعرض للمعالجة الثانية (المعالجة العشوائية) . أما فى التصميم الثانى (داخل المفحوصين) فقد تعرضت جميع الفئران العشرة للمعالجة الأولى ثم المعالجة الثانية .

ويتطلب كل من التصميمين الإجابة على أسئلة مختلفة . فبالنسبة للتصميم الأول يكون السؤال هو : كيف يتم توزيع المفحوصين على المعالجات المختلفة ؟ أما بالنسبة للتصميم الثانى فالسؤال هو : كيف يتحدد ترتيب تعرض كل مفحوص لكل من المعالجتين ؟ وسوف نجيب على هذين السؤالين من خلال تناول بعض تفاهيل كل من هذين التصميمين فيما يلى :

أولا : تصميم بين المفحوصين (المجموعات المستقلة) :

هذا التصميم هو الأكثر شيوعا في المنهج التجريبي ، وسبب ذلك أنه لا توجد فيه أكثر من فرصة لتداخل آثار معالجة معينة في أخرى مادام لا يتلقى المفحوص الواحد أكثر من معالجة واحدة . ومع ذلك فإن المشكلة الجوهرية هنا هي في التأكد من عدم وجود اختلافات جوهرية بين المفحوصين في المعالجات المختلفة قبل تعرضهم بالفصل لمستويات المتغير المستقل ، كأن يوضع الفئران الأكثر نشاطا وحيوية - في المثال السابق - في معالجة التعزيز السالب ، والأقل نشاطا وحيوية في شرط المعالجة العشوائية . ان الباحث حينئذ يقع في خطأ فاحش لأن الفروق في المتغير التابع التي قد تلاحظ في نهاية التجربة قد لا تكون نتاج المتغير المستقل وإنما محض انعكاس لهذه الفروق المبدئية في النشاط بين المجموعتين . ومن هنا كان الواجب على الباحث أن يتأكد من أنه لا يوجد إلا أقل القليل - قدر الامكان - من الفروق بين المفحوصين في المتغيرات الدخيلة والا كانت نتائج البحث غير صادقة . وللتغلب على هذه المعوية يسعى الباحثون الذين يستخدمون هذا التصميم الى تحقيق أكبر قدر من التكافؤ بين المجموعات عند توزيعهم على المعالجات المختلفة . وفي هذا العدد يمكن للباحث أن يستخدم أحد أسلوبين هما :

- (١) المزاوجة بين المفحوصين : ويقصد بأسلوب المزاوجة matching أن يتم توزيع المفحوصين بحيث يوجد لكل مفحوص في معالجة معينة نظيره (أو نظائره) في المعالجات الأخرى من حيث الخصائص الهامة ، وخاصة تلك التي يفترض فيها أن تؤثر في المتغير التابع وليسست موضع اهتمام البحث كمتغيرات مستقلة (وتسمى المتغيرات الدخيلة كما سبق أن أشرنا) . ومن الطرق التي تستخدم لتحقيق هذه المزاوجة تطبيق اختبار قبلي pretest على جميع المفحوصين لقياس هذه الخصائص موضع الاهتمام ، وبعدئذ تتم المزاوجة بين المفحوصين الذين يتساوون أو يتشابهون في هذه الخصائص على المعالجات المختلفة ، على أن تتحدد لكل نظير معالجته بطريقة عشوائية .

وبالطبع فان احدى المعوقات الظاهرة فى أسلوب المزاوجة أن الباحث لا يستطيع أن يحقق التكافؤ بين مفحوص المعالجات فى جميع الخصائص ، ولهذا فالأغلب أن يلجأ الى تكافؤ المجموعات وليس تكافؤ المفحوصين كأفراد عن طريق الوصول بهذه المجموعات الى متوسطات تقترب من التساوى (أى لا توجد بينها فروق دالة) فى هذه المتغيرات الدخيلة . ويزداد الأمر صعوبة اذا علمنا أن الباحث قد لا يعرف أى هذه المتغيرات بعد هاما حتى يمكن ضبطه عن طريق تحقيق التكافؤ سواء بين المفحوصين أو بين المجموعات . أضف الى ذلك أن المفحوصين والمجموعات حتى حين يتم تكافؤهم فى بعض الخصائص فانهم يظلون مختلفين فى كثير غيرها ، وربما يكون لبعض هذه الخصائص التى لم يتم ضبطها (أو تشبيتها كما يقال أحيانا) أثره فى المتغير التابع . ولهذا فان الاستراتيجية الشائعة أن يلجأ الباحث الى أسلوب المزاوجة على أساس المتغيرات الأكثر احتمالا فى احداث الغموض فسنرى النتائج *Confounding Variables* . وهذه لا تتحدد الا من خلال فهم عميق للنظرية التى يستند اليها البحث وفحص دقيق لنتائج البحوث السابقة حوله . ومع ذلك فان المزاوجة فى أحد المتغيرات قد تؤدي الى عدم التكافؤ فى متغيرات أخرى كما أشرنا .

(٢) عشوائية اختيار المفحوصين للمعالجات المختلفة : الأسلوب الأكثر شيوعا للتأكد من تكافؤ المفحوصين فى المعالجات المختلفة هو العشوائية . ويمكن للباحث فى هذه الحالة أن يستخدم أى طريقة من طرق الاختيار العشوائى للأفراد التى تناولناها فى الفصل الثالث سواء كان ذلك باستخدام القرعة أو جدول الأرقام العشوائية أو رمى قطعة من النقود أو زهرة للطاولة أو غير ذلك من الطرق التى تعتمد على المعادفة .

والعشوائية تتجاهل خصائص المفحوصين وتؤدي الى حصول الباحث على توزيع لهم على المعالجات المختلفة يتسم بعدم التحيز أو عدم تحكم الباحث فى هذا التوزيع . وقد أشرنا من قبل الى أن العشوائية

لنفرض أن جميع الفئران العشرة تعرضت أولا للمعالجة العشوائية (العجز المتعلم) ثم انتقلت الى التعرض الى المعالجة الثانية أى التعزيز السالب والتحكم فى السلوك ، ماذا يمكن أن يحدث من آثار جانبية فى هذه الحالة ؟ لعلنا نستطيع أن نستنتج بسهولة أن خسارة الفئران السابقة بموقف العقاب العشوائى عن طريق الصدمة الكهربائية تجعل استجابتهم للمعالجة الثانية والتي تتطلب التحكم فى السلوك سيئة بالفعل ، وقد يؤدي هذا الأثر المحمول الى تلاشى الفروق الحقيقية بين المعالجتين . وهذا الخطر محتمل الوجود الى حد كبير فى جميع التصميمات التجريبية من هذا القبيل . وبالطبع قد لا يكون الأثر المحمول سلبيا ، وانما قد يكون ايجابيا اذا عكسنا ترتيب عرض المعالجتين السابقتين . ومعنى ذلك أن هناك دائما خطر أن الخبرة بأى جزء سابق من التجربة قد ينتقل أثرها الى أى جزء لاحق فيها ، فأثار المعالجات المبكرة فى الترتيب تؤثر فى المعالجات المتأخرة فيه .

والسؤال هو : كيف يمكن للباحث أن يقلل من هذا الأثر الذى يعد معدرا هاما لعدم صدق النتائج ؟ للإجابة على هذا السؤال اقترحت عدة طرق لتحديد ترتيب تعرض كل مفحوص لكل معالجة من المعالجات نعرضها فيما يلى :

(١). عشوائية ترتيب تعرض المفحوصين للمعالجات : وتتلخص هذه الطريقة فى أن يتم تحديد ترتيب عرض المعالجات على المفحوصين بطريقة عشوائية تماما . ويستخدم الباحث فى هذه الحالة مرة أخرى أى طريقة من طرق الاختيار العشوائى التى عرضناها من قبل ، إلا أن الفرق هنا أن الاختيار العشوائى هو للمعالجات (وليست للمفحوصين كما كان الحال من قبل) . ومنطق العشوائية هنا هو نفس منطقها هناك . وبالطبع فان هذه الطريقة قد تؤدي الى خفض الأثر المحمول بين المعالجات مادام لا يوجد نظام ثابت لتوالى عرضها . ومع ذلك فان هذه الطريقة تكون أقل كفاءة حين يكون عدد المعالجات مغيرا (معالجتان مثلا) وحينئذ قد تتفوق معالجة على غيرها من تكرارا حدوثها بترتيب معين ، وخاصة

أنه في معظم التجارب يفوق عدد المفحوصين عدد المعالجات . ولهذا يمكن القول أن العشوائية قد يكون أسلوباً جيداً في اختيار المفحوصين وتوزيعهم على المعالجات (في تصميم بين المفحوصين) ولكن أقل كفاءة في تحديد ترتيب المعالجات (في تصميم داخل المفحوصين) .

(٢) التوازن المتعادل : يقدم بالتوازن المتعادل Counterbalancing الأسلوب الذي يستخدمه الباحث ليحقق توازناً عادلاً في ترتيب المعالجات عبر المراحل المختلفة للتجربة . وهذا الأسلوب يخفف من الأثر المحمول بتوازن آثار الترتيب عبر المفحوصين . وفيه نجد أنه في خلال كل مرحلة من مراحل التجربة وخلال مسارها الزمني تنهياً فرصة لكل معالجة أن تحدث ، وهذا يعني أن كل معالجة لها نفس الفرصة أن تتأثر بالمتغيرات المؤدية إلى غموض النتائج . وبعبارة أخرى تعادل Counter المتغيرات التي قد تؤدي إلى غموض النتائج عن طريق توازنها عبر الفترات المختلفة حين تطبق المعالجات .

والتوازن المتعادل الكامل يؤكد أن جميع الترتيبات المحتملة للمعالجات يتم استخدامها . وبالطبع يكون ذلك سهلاً في مرحلة وجود معالجتين فقط أ ، ب ، حينئذ يكون الترتيب أ ب لبعض المفحوصين ، ب أ للبعض الآخر . إلا أنه مع زيادة عدد المعالجات يزداد عدد الترتيبات . ويوضح الجدول رقم (٤٦) عدد الترتيبات المتوقعة لعدد من المعالجات يزيد على اثنين .

جدول (٤٦) العلاقة بين عدد المعالجات وعدد ترتيباتها المتوقعة

عدد الترتيبات	عدد المعالجات
٦	٢
٢٤	٤
١٢٠	٥

وهكذا فإنه مع زيادة عدد المعالجات يصبح التوازن المتعادل الكامل مستحيلاً . ولهذا لابد من اللجوء الى نوع من التوازن المتعادل غير الكامل وفيه يكون حدوث كل معالجة متساو في كل جزء من التجربة . ومن ذلك أن يكون حدوث المعالجة (١) أولاً ثم ثانياً ثم ثالثاً متساو مع حدوث المعالجتين ب ، ج . وهذا التنظيم يسمى المربع اللاتيني Latin Square . إلا أنه يبقى سؤال هام . كيف يتم ترتيب المعالجات داخل المربع اللاتيني ؟ توجد طريقتان في هذا العدد هما :

(أ) عشوائية الفئات : ويسمى randomization وفيه يتم تحديد ترتيب المعالجات داخل المربع اللاتيني عشوائياً .

(ب) المربع اللاتيني المتوازن : وفيه أن كل معالجة تنتهي لها الفرصة أن تكون مسبقة أو متبوعة بكل المعالجات الأخرى وبطريقة متساوية في الحدوث . وهذه السمة مفيدة جداً في التخلص من الأثار المحمولة بين المعالجات المختلفة ، ولهذا فإن المربع اللاتيني المتوازن أكثر تفضيلاً على غيره من نظم التوازن المتعادل غير الكامل .

وتصميم المربع اللاتيني المتوازن هو أكثر ملاءمة حين يكون عدد المعالجات أكثر من ٢ ولا يتجاوز ٨ . وهو تصميم سهل الاعداد والفهم إذا تصورناه على هيئة مصفوفة (جدول ثنائي البعد يتألف من سطور وأعمدة) حيث تدل الأعمدة على نظام الترتيب والأسطر على المفحوصين ، ومن تفاعل السطور والأعمدة تنشأ خلايا (أو خلايا) يدل كل منها على معالجة معينة يتعرض لها المفحوص . وتوجد عدة طرق لبناء هذه المصفوفة يوضحها الجدول رقم (٤٧) لأربع معالجات هي أ ، ب ، ج ، د وزعت على ٤ مفحوصين .

جدول (٤٧) تعميمات تجريبية من نوع المربع اللاتيني المتوازن

المفحوصون	الترتيب ب				الترتيب ب				الترتيب ب			
	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الأول	الثاني	الثالث	الرابع	الأول	الثاني	الثالث	الرابع
١	أ	ب	ج	د	أ	ب	ج	د	أ	ب	ج	د
٢	ب	ج	د	أ	ب	ج	د	أ	ب	ج	د	أ
٣	ج	د	أ	ب	ج	د	أ	ب	ج	د	أ	ب
٤	د	أ	ب	ج	د	أ	ب	ج	د	أ	ب	ج

التعميم الأول التعميم الثاني التعميم الثالث

ولعلك لاحظت في هذا الجدول أنه حالما يعد الباحث السطر الأول من ترتيب المعالجات (كما هو الحال في التعميم الأول) ينتقل إلى الأسطر التالية حسب نظام معين هو البدء بالمعالجة الثانية دائماً في السطر السابق ، ويمكن أن يستخدم نفس الأسلوب إذا بدأ الباحث بأعداد العمود الأول من ترتيب المعالجات (كما هو الحال في التعميم الثالث) . هل تستطيع أن تستنتج النظام المتبع في ترتيب المعالجات في التعميم الثالث ؟

وبالطبع فإن المربع اللاتيني المتوازن يسهل الحصول عليه إذا كان عدد المعالجات زوجياً ، أما في حالة إذا كان هذا العدد فردياً فإنه لابد في هذه الحالة من أن يكون عدد المفحوصين ضعف عدد المعالجات والا فإذا تساوى عدد المفحوصين مع عدد المعالجات فلا بد من أن يتعرض كل مفحوص لكل معالجة مرتين . وحينئذ يكون لدينا مربعان لاتينيان للتجربة الواحدة أحدهما عكس الآخر كما هو موضح في الجدول رقم (٤٨) .

جدول (٤٨) تصميم المربع اللاتيني المتوازن لعدد فردى من المعالجات

المفحوصون	المربع الأول					المربع الثانى (عكس الأول)				
	الترتيب					الترتيب				
	١	٢	٣	٤	٥	٥	٤	٣	٢	١
١	أ	ب	ج	د	هـ	هـ	د	ج	ب	أ
٢	ب	ج	د	هـ	أ	أ	هـ	د	ج	ب
٣	ج	د	هـ	أ	ب	ب	أ	هـ	د	ج
٤	د	هـ	أ	ب	ج	ج	ب	أ	هـ	د
٥	هـ	أ	ب	ج	د	د	ج	ب	أ	هـ

كيف يمكن تحليل البيانات فى هذه التصميمات التجريبية المختلفة؟
الاجابة التى قدمها لنا آرنولد فيشر هى تحليل التباين .

المفاهيم الأساسية فى تحليل التباين

أبسط صور تحليل التباين هى تلك التى تتعامل بالتصميم التجريبي
ذى البعد الواحد One-Way classification والذى يتمثل فى
أن أحد المتغيرات التابعة يتم قياسه فى مستويين أو أكثر من متغير
مستقل واحد والشئ تسمى معالجات .

والبعد الأساسى فى تحليل التباين هو تحديد ما اذا كانت الفروق
بين متوسطات المعالجات تختلف فيما بينها عن تلك الفروق عن متوسط

الأمل بطريقة أكبر مما نتوقع من الفرض العفري بحيث يتوغل الباحث الى قرار يرفض به هذا الفرض ، أي أنها لا تختلف جوهريا عن تلك الفروق الناجمة عن أخطاء العينة والتي تمثلها الفروق داخل المجموعتين عن متوسطات كل معالجة على حدة .

والتباين احصائيا هو مربع الانحراف المعياري (متوسط مربعات انحرافات الدرجات عن متوسطها) ويتميز التباين على الانحراف المعياري كما أشرنا في الفصل الثامن بأنه أكثر عمومية ويخضع (كمربع) للعمليات الحسابية المختلفة ، ومن ذلك لو كان لدينا مجموعتان لكل منهما عددها (n_1 ، n_2) وانحرافها المعياري (s_1^2 ، s_2^2) يمكن الحصول على تباين المجموعة الكلية (أي المجموعتين معاً) حسب المعادلة الآتية :

$$s^2 = \frac{1}{N} (n_1 s_1^2 + n_2 s_2^2 + n_1 q_1^2 + n_2 q_2^2)$$

حيث s^2 = تباين المجموعة الكلية (التي تتألف من n_1 ، n_2) ويسمى التباين الكلي .

N = عدد أفراد المجموعة الكلية .

n_1 = عدد أفراد المجموعة الأولى .

n_2 = عدد أفراد المجموعة الثانية .

q_1 = الفرق بين متوسط المجموعة الأولى والمتوسط العام للمجموعتين .

q_2 = الفرق بين متوسط المجموعة الثانية والمتوسط العام للمجموعتين .

فإذا ضربنا حتى المعادلة السابقة في N تصبح المعادلة كما يلي :

$$N s^2 = [n_1 s_1^2 + n_2 s_2^2] + [n_1 q_1^2 + n_2 q_2^2]$$

ويلاحظ أن هذه المعادلة تعيد صياغة التباين الكلي (ع^٢) إلى صورة مجموع المربعات (ن ع^٢) . ومنها يتضح أن مجموع المربعات يمكن تصنيفه إلى فئتين وفعنهما بين قوسين هما :

أولا : $\sum_{j=1}^p n_j \bar{y}_j^2 + \sum_{j=1}^p n_j \bar{y}_j^2$: وهذا المقدار يعبر عن مجموع المربعات داخل المجموعتين أي مربعات انحراف الدرجات عن متوسط المجموعة التي تنتمي إليها (ويسمى مجموع المربعات داخل المجموعات) .

ثانيا : $\sum_{j=1}^p n_j \bar{y}_j^2 + \sum_{j=1}^p n_j \bar{y}_j^2$: وهو المجموع الوزني لمربعات الفروق بين متوسط كل مجموعة والمتوسط العام لجميع المجموعات (ويسمى مجموع المربعات بين المجموعات) .

وهذا التصنيف لنوعى المربعات (وبالتالى نوعى التباين) هو الذى يقوم عليه تصنيف تحليل التباين فى جوهره الى معدريه الأساسيين وهما : التباين داخل المجموعات والتباين بين المجموعات وسوف نوضح المقصود بهذين المفهومين بشئ^١ من التفصيل :

التباين بين المجموعات :

لنفرض أن لدينا عددا من العينات مقداره (ك) فى كل عينة منها عدد من المفحوصين (الحالات) مقداره (ن) بحيث (ن) يساوى مقدارا ثابتا (أى يكون عدد المفحوصين فى كل مجموعة متساويا) * . فأننا يجب أن نحصل لكل متوسط من متوسطات (ك) على الفرق الآتى والذى يسمى فرق متوسط المجموعة عن المتوسط العام :

* يحتاج تحليل التباين للمجموعات غير المتساوية الأعداد إلى إجراءات خاصة سوف نتناولها فيما بعد .

$$Q_1 = M_1 - M$$

حيث أن :

$$Q_1 = \text{الفرق بين متوسط المجموعة الأولى والمتوسط العام} .$$

$$M_1 = \text{متوسط المجموعة الأولى} .$$

$$M = \text{المتوسط العام grand mean أو متوسط جميع الملاحظات (الحالات) في جميع المجموعات معا} .$$

وبالمثل يحسب هذا الفرق للمجموعة الثانية لنحصل على (ق_٢) وهكذا بالنسبة لجميع المجموعات .

فإذا ربعنا جميع الفروق (ق) وجمعنا هذه المربعات ، فإن ذلك يقودنا الى حساب تباين المتوسطات حول المتوسط المقدر للأصل، وحيث أن (م) أو المتوسط العام هو أفضل تقدير لدينا لمتوسط الأصل هذا . وهذا التباين هو في الواقع تباين خطأ error variance المتوسط والذي هو في جوهره مربع خطئه المعياري . إلا أن هذا التباين ليس هو في الواقع مانريد ، وإنما هو تقدير لتباين المفحوصين حول متوسط الأصل وليس تباين المتوسطات .

ولعلك تذكر أننا نحسب عادة التباين المقدر من مجموع مربعات انحرافات الملاحظات الفردية . ومجموع المربعات الذي نريده والمشتق من المتوسطات يمكن التعبير عنه بالصيغة الآتية :

$$N \text{ م } Q_1^2$$

ويوضح ذلك جيلفورد وفرتشر بقولهما أن كل (ق) تشترك فيهما جميع المفحوصين (ن) في المعالجة التي يوجدون فيها . وفي هذه الحالة يبدو كما لو أن جميع المفحوصين في هذه المعالجة لهم نفس القيمة

الانحرافية . وفي تقدير تباين المفحوصين عن المتوسط نحتاج لعدد من الانحرافات بقدر ما لدينا من مفحوصين . ولذلك فان العيقة (ن م ج ق^٢) تعد تقديرا لمجموع مربعات انحرافات جميع المفحوصين عن متوسط الأصل . وحيث أنها مشتقة من المتوسطات لذلك تسمى مجموع المربعات بين المجموعات (أو بين المعالجات) .

الا أننا نحتاج بالفعل الى التباين بين المجموعات وهو في هذه الحالة عبارة عن متوسط المربعات بين المجموعات . ويتطلب ذلك قسمة مجموع المربعات على عدد المجموعات . وليكون حسابنا أقل تعقيدا فاننا نقسم على درجات الحرية بالنسبة لهذا العدد (وهي تساوي ك - ١) أي (عدد المجموعات - ١) . وهكذا نحسب متوسط المربعات بين المجموعات (أو التباين بين المجموعات) كما يلي :

التباين بين المجموعات = $\frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات}}{\text{عدد المربعات - ١}}$

$$\text{أو } ع ب^٢ = \frac{\text{ن م ج ق}^٢}{\text{ك - ١}}$$

التباين داخل المجموعات :

إذا افترضنا أن التباينات داخل المجموعات (أو المعالجات) المختلفة متساوية ، وان حدثت فإنها تكون ضئيلة وغير منتظمة بسبب التذبذبات العشوائية ، فاننا يمكننا أن نحصل على مجموع المربعات داخل جميع المجموعات للحمول من هذا المعدل الجديد للتباين كتقدير لتباين الأصل . وعندما نحصل على مجموع المربعات في هذه الحالة نحصل أيضا على مجموع درجات الحرية التي نقسم عليها مجموع المربعات هذا . وفي كل مجموعة تحسب درجات الحرية فيها بالطبع على أنها (ن - ١) أو (عدد المفحوصين في المجموعة - ١) . وعلى ذلك فان المجموع الكلي لدرجات الحرية لمجموعتين يكون (ن_١ - ١) + (ن_٢ - ١) فإذا رمزنا لعدد المجموعات بالرمز (ك) يكون عدد درجات الحرية حينئذ ك (ن - ١) .

وحيث أنه يوجد قيد واحد على الحرية بالنسبة لكل مجموعة فإن عدد القيود بالنسبة للتباين داخل المجموعات يساوى بالفعل عدد المجموعات . ويمكن أيضا حساب درجات الحرية بطريقة شالته هي (ك ن - ن) .

ويحسب متوسط المربعات داخل المجموعات (التباين داخل المجموعات) بالمعادلة الآتية :

التباين داخل المجموعات = مجموع المربعات داخل المجموعات
ك (ن - ١)

$$\frac{\text{مجم ح}^2}{\text{ك(ن-1)}} = \text{أو } \text{ع د}^2$$

حيث ح = انحراف كل حالة عن متوسط المجموعة التى تنتمى اليها .

ك = عدد المجموعات أو المعالجات .

ن = عدد الأفراد فى كل مجموعة أو معالجة .

الحصول على مجموع المربعات من الدرجات الخام مباشرة :

يمكن اعتبار الدرجة الخام التى يحصل عليها مفحوص معين فى احدى مجموعات المعالجة مؤلفة من المكونات الآتية :

$$\text{س} = \text{م} + (\text{م} - \text{م}) + (\text{س} - \text{م})$$

حيث س = الدرجة الخام للمفحوص .

م = المتوسط العام .

م = متوسط مجموعة المعالجة التى ينتمى اليها المفحوص .

ولتوضيح ذلك نعطي المثال الآتى :

نفرض أن م = ١٣ر٨ ، م = ١٣ر٤ ، س = ١٢ فانه بتطبيق المعادلة

السابقة نحصل على :

$$12 = 138 + (134 - 138) + (12 - 134) \\ 12 = 138 + (-4) + (-12) =$$

فإذا لجأنا إلى الانحرافات عن المتوسط يمكننا أن نعتبر أن انحراف الدرجة الخام لمفحوص معين في معالجة معينة (س) عن المتوسط العام لدرجات جميع المفحوصين في جميع المعالجات (م) على النحو الآتي :

$$س - م = (س - م_1) + (م - م_1)$$

حيث أن

$$س - م = \text{انحراف درجة المفحوص (س) عن المتوسط العام (م)} .$$

$$م - م_1 = \text{انحراف متوسط مجموعة المعالجة التي ينتمي إليها المفحوص (م) عن المتوسط العام (م)} .$$

$$س - م_1 = \text{انحراف درجة المفحوص (س) عن متوسط مجموعة المعالجة التي ينتمي إليها (م)} .$$

فإذا تعاملنا مع الدرجة الخام ١٢ في مثالنا السابق بالطريقة السابقة نحصل على :

$$12 - 138 = 134 - 138 + (12 - 134) \\ - 138 = (-4) + (-12) = -138$$

فإذا ربّعنا هذه الانحرافات وحملنا على مجموعها في كل حالة نحصل على ما يسمى بمجموع المربعات على النحو الآتي :

$$\text{مجم} (س - م)^2 = \text{مجم} (س - م_1)^2 + \text{مجم} (م - م_1)^2$$

وفي هذه المعادلة فسان :

$$\text{مجم} (س - م)^2 = \text{المجموع الكلي للمربعات} .$$

$$\text{مجم} (م - م_1)^2 = \text{مجموع مربعات بين المجموعات} .$$

$$\text{مجم} (س - م_1)^2 = \text{مجموع مربعات داخل المجموعات} .$$

فإذا قسمنا كل مجموع منها على درجات الحرية المناسبة على النحو الذى بيناه فى القسم السابق نحصل على التباين فى كل حالة .

أولاً : تحليل التباين البسيط (التعميم التجريبي لبعد واحد) :
(١) تحليل التباين لمستويين من بعد واحد باستخدام مجموعتين مستقلتين :

نفرض أن أحد الباحثين أجرى تجربة على مجموعتين من الأطفال لاختبار فعالية أحد برامج التربية التعويضية ، كانت احدهما مجموعة تجريبية تعرضت للبرنامج والثانية مجموعة ضابطة لم تتعرض للبرنامج فحصل على النتائج الآتية باستخدام مقياس للقدرة اللغوية .

جدول (٤٨) نتائج تجربة أجريت على مجموعتين مستقلتين
(هذا المثال يعرف عن)

المجموعة الضابطة	أ	ب	ج	د	هـ	١٣	١٤
درجات القدرة اللغوية	١٣	١٥	١٣	١٢	١٤	١٣ر٤	١٤ر١
المجموعة التجريبية	و	ز	ح	ط	ى	٢٣	٢٤
درجات القدرة اللغوية	١٦	١٥	١٣	١٤	١٣	١٤ر٢	١٣ر٠
						المتوسط العام (م) = ١٣ر٨	

ولاختبار دلالة الفروق المجموعتين باستخدام تحليل التباين نتبع الخطوات الآتية :

(١) حساب الانحرافات عن المتوسطات حسب المعادلة السابقة :

المفحوص	سم - م =	(م - م _١) +	(سم - م _١)
أ	١٣ - ١٣ر٨ = ٨	١٣ر٨ - ١٣ = ٤	١٣ - ١٣ر٤ = ٤
ب	١٥ - ١٣ر٨ = ٢+	١٣ر٨ - ١٣ = ٤	١٥ - ١٣ر٤ = ٢+
ج	١٣ - ١٣ر٨ = ٨	١٣ر٨ - ١٣ = ٤	١٣ - ١٣ر٤ = ٤
د	١٢ - ١٣ر٨ = ٨	١٣ر٨ - ١٣ = ٤	١٢ - ١٣ر٤ = ٤
هـ	١٤ - ١٣ر٨ = ٢+	١٣ر٨ - ١٣ = ٤	١٤ - ١٣ر٤ = ٢+
و	١٦ - ١٣ر٨ = ٢٢+	١٤ر٢ - ١٣ر٨ = ٤ +	١٦ - ١٤ر٢ = ٢+
ز	١٥ - ١٣ر٨ = ٢+	١٤ر٢ - ١٣ر٨ = ٤ +	١٥ - ١٤ر٢ = ٢+
ح	١٣ - ١٣ر٨ = ٨	١٤ر٢ - ١٣ر٨ = ٤ +	١٣ - ١٤ر٢ = ٢-
ط	١٤ - ١٣ر٨ = ٢+	١٤ر٢ - ١٣ر٨ = ٤ +	١٤ - ١٤ر٢ = ٢-
ي	١٣ - ١٣ر٨ = ٨	١٤ر٢ - ١٣ر٨ = ٤ +	١٣ - ١٤ر٢ = ٢-

(٢) توزيع الانحرافات المحسوبة في الخطوة السابقة على النحو الآتي :

المفحوص	(سم - م) ^٢ =	(م - م _١) ^٢ +	(سم - م _١) ^٢
أ	٦٤	١٦	١٦
ب	٤٤	١٦	٢٥٦
ج	٦٤	١٦	١٦
د	٢٢٤	١٦	١٩٦
هـ	٤	١٦	٣٦
و	٤٨٤	١٦	٢٢٤
ز	٤٤	١٦	٦٤
ح	٦٤	١٦	١٤٤
ط	٤	١٦	٤
ي	٦٤	١٦	٤٤
	مج (سم - م) ^٢ = ١٣٦٠	مج (م - م _١) ^٢ = ١٦٠	مج (سم - م _١) ^٢ = ١٣٦٠

ويمكن التعبير عن مجموع المربعات في هذه الحالة على النحو الآتي :

$$\begin{aligned} \text{مجموع مربعات بين المجموعات} &= 1760 \\ \text{مجموع مربعات داخل المجموعات} &= 1200 \\ \hline \text{المجموع الكلي للمربعات} &= 1760 + 1200 = 2960 \end{aligned}$$

(٢) حساب درجات الحرية للمربعات الثلاثة على النحو الآتي

(أ) درجات الحرية لمجموع مربعات بين المجموعات = عدد المجموعات - ١

$$= ١ - ١ = ٠$$

$$= ١ - ٢ = ٠$$

(ب) درجات الحرية لمجموع مربعات داخل المجموعات = ك (ن) - ك

$$= ٢ - (٥ \times ٢) = ٠$$

$$= ٨ - ٨ = ٠$$

(ج) درجات الحرية للمجموع الكلي للمربعات = ك (ن) - ١

$$= ٩ - ١ = ٨$$

ولعلك لاحظت أن درجات حرية المجموع الكلي للمربعات تساوي مجموع درجات حرية المربعين الآخرين ، كما أن المجموع الكلي للمربعات هو مجموعهما .

(٤) حساب مصادر التباين الثلاثة وذلك بقسمة مجموع المربعات في كل حالة على درجات الحرية الخاصة به . ولذلك يسمى أحيانا متوسط المربعات ، على النحو الآتي .

$$(أ) \text{ التباين بين المجموعات} = \frac{1760}{1} = 1760$$

$$(ب) \text{ التباين داخل المجموعات} = \frac{12}{8} = 1.5$$

(ج) التباين الكلي لا يحسب لأنه لا يقدم معلومات مفيدة لتحليل

التباين الا لأغراض مراجعة صحة العمليات الحسابية لأن
التباين الكلى يساوى مجموع التباين بين المجموعات
والتباين داخل المجموعات .

١٥) حساب دلالة الفروق بين المتوسطين باستخدام اختبار (ف) المنسوب
الى عالم الاحصاء البريطانى أرنولد فيشر مبتكر أسلوب تحليل
التباين وحسب (ف) - كما سبق أن بيانا - بالنسبة الآتية

و : التباين بين المجموعات
التباين داخل المجموعات

بسطيق المعادلة على قيم المثال السابق نحصل على (ف) الآتية

$$F = \frac{170}{150} = 1.13$$

بالكشف فى جدول دلالة (ف) باستخدام درجة حرية كل من التباينين
حده أى لا توجد فروق بين المتوسطين وبالتالي يقبل الباحث
الفرض الصفري .

١٦) عداد ملخص تحليل التباين على النحو الآتى ١ وهو الجدول الذى
حده فى البحوث المنشورة التى تستخدم هذا الأسلوب الاحصائى ١

معد	التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
١	١٧٠	١	١٦٠	١.١٣	
٢	١٢٠	٨	١٥٠		
٣	١٣٦٠	٩			

المقارنة بين اختبار (ف) واختبار (ت) لدلالة الفرق بين مجموعتين مستقلتين :

هل يوجد فرق بين استخدام اختبار (ف) واختبار (ت) للمقارنة بين متوسطين ؟ للإجابة على هذا السؤال نحسب قيمة (ت) للمثال السابق بالمعادلة الخاصة بالمجموعتين المستقلتين المتساويتين في العدد على النحو الآتي :

$$ت = \frac{١٤٢ - ١٣٤}{\sqrt{\frac{(١٤) + (١٣)}{١ - ٥}}} = \frac{٨}{\sqrt{\frac{٢٧}{٥}}} = \frac{٨٠}{٨٥} = ٩٤$$

وبالكشف في جدول دلالة (ت) عند درجات حرية ٨ نجد قيمتها المحسوبة أقل من قيمتها الجدولية عند مستوى حتى ١٠ وبالتالي فهي غير دالة وفي هذه الحالة يقبل الباحث الفرض الصفري . وهكذا تطابقت نتائج اختبار (ف) مع اختبار (ت) .

ولكن ماهي العلاقة بين اختبار (ت) واختبار (ف) ؟ ان العلاقة بين الاختبارين وثيقة الى درجة أنه يمكن حساب أحدهما من قيمة الآخر في ضوء الخصائص الرياضية لهما . فمن المعروف أن (ت) الدالة تساوي الجذر التربيعي لقيمة (ف) وبالتالي فان (ف) الدالة احصائيا تساوي مربع (ت) . وعلى ذلك فلو حسب أن الباحثين (ت) ووجد قيمتهما ٢٣٢ وبالكشف عليها يجدها دالة عند مستوى ٠٥ فان قيمة (ف) تكون في هذه الحالة قيمتها ٢٣٨ وتكون دالة عند مستوى ٠٥ أيضا .

وتوجد أوجه تشابه أخرى بين (ف) و (ت) لعل أهمها اعتمادهما على الافتراضات الثلاثة التي عرضناها عند الحديث عن اختبار (ت) في الفصل السابق وهي عشوائية العينات والتوزيع الاعتدالي وتجانس التباين . وهذه الافتراضات هامة لأن توزيع العينات للاختبارين (ف) و (ت) وبالتالي قيمهما الاحتمالية مشتقة من أصول تتوافر فيها هذه الافتراضات .

وعلى الرغم من أن الافتراضات الثلاثة قد لا تتوافر أثناء ممارسة البحث ، وبالتالي قد تخرق جميعها أو بعضها ، ومع ذلك فإن الباحث قد يستخدم هذين الأسلوبين ، ويشير هذا سؤال هام : أي هذه الافتراضات أكثر أهمية وما هي نواتج هذا الخرق ؟

إن الباحث قد يفشل في توفير شروط العشوائية مثلاً إلا أن ذلك لا يغير من قيمة (ت) أو (ف) المحسوبة ولكنه يحد من تعميم النتائج (ويعتمد حينئذ من حدود البحث) * . وكذلك فإنه على الرغم من أن العينة لا تكون عشوائية إلا أن استخدام (ت) أو (ف) يتطلب أن تكون الدرجات في التجربة مستقلة بعضها عن بعض ، أي أنهما يفترضان أن يكون لكل مفحوص درجة واحدة في التجربة ، فإذا حدث غير ذلك كأن يكون للمفحوص الواحد أكثر من درجة (على نحو القياسات المتكررة أو المجموعات المرتبطة) فلا بد من استخدام صيغة أخرى لاختبار (ت) عرضها في الفصل السابق ، كما لا بد أيضاً من استخدام نموذج آخر لتحليل التباين — سنعرضه فيما بعد .

ولكن ماذا عن خرق الافتراضين الآخرين (اعتدالية التوزيع وتجانس التباين) ؟ إن ذلك قد يترتب عليه تغير في احتمال الحصول على قيمة معينة للاحصاء المحسوبة (ت أو ف) وبالتالي فإن الاحتمال الحقيقي للوقوع في النمط الأول من أخطاء الاستدلال يختلف عن ذلك الذي يحسده مستوى الدلالة المختار (٠.٥ ر أو ٠.١ السخ) .

وقد أشرنا في الفصل السابق إلى أن اختبار (ت) يتسم بالمنعة فد خرق الافتراضات الثلاثة . والمقصود بالمنعة هنا أن عدم توافر الافتراضات له أثر ضئيل على احتمال الحصول على قيمة للاحصاء وبالتالي

* هناك سوء فهم شائع حول مفهوم (حدود البحث) في كثير من الرسائل الجامعية والبحوث المنشورة ، وسوف نشير إلى بعض جوانب هذا المفهوم أثناء التناول الاحصائي للبيانات ثم نعرضه في الفصل الأخير من هذا الكتاب .

على احتمال الوقوع في النمط الأول من أخطاء الاحصاء الاستدلالي . وكان الظن منذ بضعة سنوات أن ذلك يصدق أيضا على تحليل التباين واختبار (ف) .

الا أن هذا الظن ثبت أنه غير صحيح . فقد تحدث دراسات عديدة أجريت في السنوات الأخيرة (في (Kliss & Bloomquist, 1986) مفهوم المنعة بالنسبة لتحليل التباين . ومع ذلك فإن خرق افتراضى الاعتدالية وتجانس التباين قد يكون لهما أثر ضئيل في احتمال الوقوع في النمط الأول من الخطأ إذا توافرت الشروط الثلاثة الآتية :

- (١) تساوى عدد المفحوسين في كل معالجة .
- (٢) تشابه توزيع الدرجات في كل معالجة ، وبشرط ألا يكون هذا التوزيع مديها جدا أو مفرطحا للغاية .
- (٣) تشبيت مستوى الدلالة المقبول عند ٠.٥ .

اجراء تحليل التباين من الدرجات الخام مباشرة :

يمكن اجراء تحليل التباين بين الدرجات الخام مباشرة بالطجوء الى الخطوات الآتية :

- (أ) الحصول على مجموع الدرجات في كل شرط من شروط المعالجة .
- (ب) الحصول على المجموع الكلى للدرجات في جميع المعالجات .
- (ج) عدد الدرجات (المفحوسين) في كل شرط من شروط المعالجة .
- (د) عدد مستويات المتغير المستقل (المعالجات أو المجموعات) .
- (هـ) العدد الكلى للدرجات (أى العدد الكلى للمفحوسين) .

ويمكن تطبيق الخطوات السابقة على مثالنا السابق على النحو الآتى :

- (١) مجموع مربعات الدرجات في جميع المعالجات = ١٩١٨ .
- (٢) مجموع درجات المجموعة الأولى (الضابطة) = ٦٧ .
- (٣) مجموع درجات المجموعة الثانية (التجريبية) = ٧١ .

(٤) جمع مربع مجموع درجات المجموعة الأولى (الضابطة) ومربع مجموع درجات المجموعة الثانية (التجريبية) وقسمة هذا المجموع على عدد المفحوصين في المعالجة الواحدة (بافتراض تساوي عدد المفحوصين في المعالجات) . وفي هذه الحالة تكون القيم كالآتي :

$$19.6 = \frac{9530}{5} = \frac{2(71) + 2(67)}{5}$$

(٥) الحصول على المجموع الكلي للدرجات في جميع المعالجات ثم تربع هذا المجموع وقسمة المربع على العدد الكلي للمفحوصين في جميع المعالجات على النحو الآتي :

$$190.44 = \frac{190.44}{10} = \frac{2(71 + 67)}{10}$$

ومن القيم السابقة يمكن الحصول على مجموع المربعات الثلاثة المطلوبة في تحليل التباين في هذه الحالة .

(أ) مجموع المربعات بين المجموعات (المعالجات) $= 190.6 - 190.44 = 0.16$
بدرجات حرية $= 2 - 1 = 1$.

(ب) مجموع المربعات داخل المجموعات (المعالجات) أو مجموع مربعات الخطأ $= 1918 - 190.6 = 1727.4$
بدرجات حرية $= 2(5 - 1) = 8$.

(ج) المجموع الكلي للمربعات $= 1918 - 190.44 = 1727.56$
بدرجات حرية $= 10 - 1 = 9$.

ولعلك لاحظت أننا حملنا بهذه الطريقة على نفس القيم التي حملنا عليها بطريقة مربعات الانحرافات التي تناولناها آنفاً .

(٢) تحليل التباين لمستويين من بعد واحد باستخدام مجموعتين مرتبطتين (أو قياسين متكررين) :

تناولنا فيما سبق التصميم التجريبي بين المفحوصين وفيه تتعرض مجموعة مختلفة منفصلة مستقلة من المفحوصين لكل معالجة من معالجات البحث (أو مستوى من مستويات المتغير المستقل) . وبتناولنا الآن التصميم التجريبي الآخر والذي يسمى بتصميم داخل المفحوصين والذي يستخدم مجموعتين مرتبطتين تماما أو مجموعة واحدة ذات قياسات متكررة للمتغير التابع في المعالجات المختلفة (أو المستويات المختلفة من المتغير المستقل) . ولهذا التصميم تسمية أخرى أقل شيوعا هي (تصميم المعالجات \times المفحوصين) .

مثال : قام أحد الباحثين بدراسة تجريبية لمعرفة أثر التعرض لمستويين من مستويات الاحباط في السلوك العدواني لدى الأطفال . ولتحقيق ذلك اختار مجموعة من أطفال المدرسة الابتدائية عرضهم جميعا لمعالجة الاحباط الشديد وقياس لديهم السلوك العدواني كمتغير تابع ، وبعد فترة عرضهم هم أنفسهم جميعا أيضا لمعالجة الاحباط الخفيف ، وقياس لديهم مرة أخرى السلوك العدواني فحصل على النتائج الموضحة في الجدول رقم (٤٩) .

جدول (٤٩) نتائج تجربة ذات قياسات متكررة في مستويين للمتغير المستقل

المفحوص	درجات العدوان في المعالجة الأولى (الاحباط الشديد)	درجات العدوان في المعالجة الثانية (الاحباط الخفيف)	متوسط المفحوص
أ	٥	٢	٤٠
ب	٦	٢	٤٠
ج	٢	١	١٥
د	٤	٣	٣٥
هـ	٣	١	٢٠
ن = ٥	١٤ = ٤	٢٤ = ٢	المتوسط العام = ٣
	١٤١ = ٤	٨٩ = ٢	

ولاستخدام أسلوب تحليل التباين في هذه الحالة يجب أن ننبيه الى أن ما أشرنا اليه من أن هذا التصميم يسمى أحيانا (تصميم المعالجات x المفحوصين) ، والمقصود بذلك التفاعل بينهما ، وبذلك نتذكر دائما أن كل مفحوص قد قيس أداؤه في جميع مستويات المتغير المستقل (المعالجات) . ولهذا فإن مصادر التباين هنا ليست اثنين كما كان الحال في التصميم السابق بين المعالجات والخطأ (أي داخل المعالجات) ، وإنما هي في الواقع (في حالة التصميم ذي البعد الواحد أو البسيط عامة مهما بلغ عدد مستويات المتغير المستقل) ثلاثة على النحو الآتي :

- (١) مصدر التباين الذي يرجع الى أثر المتغير المستقل (المعالجة) (١) .
- (٢) مصدر التباين الذي يرجع الى أثر الاختلافات بين المفحوصين (ب) .
- (٣) تفاعل المصدرين السابقين ، أي تفاعل $A \times B$.

ولكى يتضح المنطق في هذا التقسيم لمصادر التباين يمكن للقارئ أن يسبق أحداث هذا الكتاب ويتمور التصميم العاملي داخل المفحوصين لبعد واحد على أنه تصميم ذو بعدين من النوع الذي سنسميه فيما بعد التصميم العاملي (والذي فيه يستخدم متغيران مستقلان بمستويات كل منهما المختلفة) ، إلا أن الفرق الجوهرى في مثالنا الآن أن البعدين هما متغير مستقل واحد (أ) والمفحوصون أنفسهم (ب) . ولأن كل مفحوص يتم قياسه في كل مستوى من مستويات المتغير المستقل فإن التصميم داخل المفحوصين ذي البعد الواحد (الذي نتناوله الآن) يمكن أن يسمى التصميم العاملي $A \times B$ (أي تفاعل المعالجات مع المفحوصين) . وبالطبع يمكن تعميم هذا التصميم واستخدامه مع أي عدد من المستويات للمتغير المستقل الواحد ومع أي عدد من المفحوصين .

ومعنى التفاعل هنا أنه يمكن أن توجد عدد من الخانات أو شروط تفاعل $A \times B$ بعدد مستويات المتغير المستقل وعدد المفحوصين .

وفي مثالنا الحالي فإن عدد هذه الخانات أو الشروط التجريبية الناتجة عن تفاعل $A \times B$ كما هو موضح في الجدول رقم (٥٠) هو ١٠ شروط ، كل منها تمثله خانة في الجدول . والفرق الجوهرى بين هذا التصميم العاملى والتعميم العاملى المعتاد الذى سنتناوله فيما بعد أن كل خانة من الخانات العشرة لا يوجد فيها إلا درجة واحدة لمفحوص واحد بينما فى النموذج المعتاد توجد درجات عديدة لمجموعة من المفحوصين .

جدول (٥٠) عدد الشروط التجريبية الناتجة عن تفاعل $A \times B$ لمتغير مستقل عن مستويين ومفحوصين عددهم ٥

٥	٤	٣	٢	١	(ب) المفحوصون
					(أ) المعالجات
					(١) الاحباط الشديد
					(٢) الاحباط الخفيف

وبالمثل يمكن اعتبار تحليل التباين البسيط للقياسات المتكررة على أنه أيضا تحليل تباين لتصميم تجريبى من بعدين (تصميم عاملى) مع وجود متوسطات لما يسمى التأثير الرئيسى main effect والتي تحسب فى هذه الحالة لكل من (أ) أى المعالجات و (ب) المفحوصين . لاحظ أننا فى البيانات الأساسية للتجربة جدول (٤٩) حسبنا متوسط كل سطر (يدل على مفحوص) ومتوسط كل عمود (يدل على معالجة) ولمتوسطات الأعمدة الدالة على المعالجات أهميتها لتقويم أثر المتغير المستقل . أما متوسطات الأسطر فتدل على الأداء المتوسط لكل مفحوص فى جميع مستويات المتغير المستقل ، وبالتالى فهى تعكس الفروق الفردية فى الأداء بين المفحوصين المشاركين فى تجربة ذات تصميم ذاتى قياسات متكررة . وعلى الرغم من أهمية متوسطات المفحوصين كأفراد فى تحليل التباين إلا

أنها لا تسجل عادة كاحصاءات وصفية للتجربة التي تستخدم هذا التصميم التجريبي .

ولعلنا ننبه هنا مرة أخرى إلى تصور التصميم التجريبي البسيط (أى البسيط) على أنه نوع من التصميم العامل ذي البعدين ، وتصور تحليل التباين المرتبط به على هذا النحو أيضا لا يغير من الأمر شيئا . فالتجربة تظل في النهاية من النوع البسيط وتحليل التباين المرتبط بها من نفس النوع أيضا . فالتصميم هو معالجة لمتغير مستقل واحد بهدف تحديد أثره في المتغير التابع . إلا أن تصور التصميم على النحو الذي عرضناها قد يزيد من فهمه من ناحية وإدراك العلاقة بينه وبين تصميمات أكثر تعقيدا سنشير إليها فيما بعد من ناحية أخرى .

وبالطبع فإننا في تحليل التباين البسيط للقياسات المتكررة نحسب مجموع المربعات بالطريقة المعتادة التي شرحناها عند تناولنا لتحليل التباين للمجموعات المستقلة . ويتم تقسيمه إلى الفئات الثلاث المنفصلة التي أشرنا إليها والتي تشمل جميع معادير التباين في التجربة . وبسبب أنه لا توجد في كل خانة من خانة جدول التفاعل جدول (٥٠) الدرجة واحدة لكل محور في كل معالجة (في التصميم العامل المعتاد يوجد في كل خانة متوسط مجموعة من المفحوصين) فإن هذه الدرجة سوف تعتبر (تجاوزا) متوسط درجة واحدة . وهنا ينشأ خلاف جوهري بين هذا التصميم والتصميم العامل المعتاد الذي يستخدم تحليل التباين في بعدين لمجموعات مستقلة وهو عدم وجود إمكانية لتقدير التباين داخل الخانات في التصميم الحالي .

وإذا كان للمتغير المستقل أثر في المتغير التابع فإن جميع المفحوصين تظهر درجاتهم ميلا للزيادة أو النقص تحت شروط معالجة معينة . فمثلا إذا كان للمعالجة أثر في زيادة المتغير التابع فإن هذا التأثير سوف ينعكس في صورة ارتفاع المتوسط في هذا المستوى

من مستويات المتغير المستقل ، وحتى لو لم يكن للمتغير المستقل أثر فاننا نتوقع أيضا وجود بعض الاختلاف في القياسات المتكررة لنفس المفحوص - أي زيادة أو نقص درجته هو نفسه من معالجة لأخرى . وهذا الاختلاف العشوائي الناجم عن المعادفة الذي يحدث من معالجة لأخرى يعبر عنه التفاعل بين المعالجات والمفحوصين (أو تفاعل $A \times B$ في مثالنا) . وعلى هذا فان تفاعل ($A \times B$) يمثل الاختلافات في درجات المفحوصين التي لا ترجع الى تأثير المعالجات وحدها (A) أو الى الفروق الفردية بين المفحوصين (B) وحدها أيضا ، ولذلك يعامل متوسط مربعات تفاعل المعالجات والمفحوصين ($A \times B$) على أنه تباين الخطأ في هذا التميميم التجريبي .

ولعلك أدركت هذا الفرق الجوهرى بين تباين الخطأ في تحليل التباين البسيط بين المفحوصين (المجموعات المستقلة) والذي يقدر بالتباين داخل المجموعات ، وتباين الخطأ في تحليل التباين البسيط أيضا داخل المفحوصين (القياسات المتكررة) والذي يقدر بتفاعل المعالجات والمفحوصين .

ويمكن التعبير عن درجة المفحوص في حالة تحليل التباين البسيط داخل المفحوص على النحو الآتى :

$$S_m = m + (m - 1) + (m - 1) + [(m - 1) - (m - 1) - (m - 1)]$$

حيث تدل

S_m = على درجة المفحوص .

m = المتوسط العام .

m_1 = متوسط المعالجة .

m_p = متوسط المفحوص .

ولعلك لاحظت في هذه المعادلة أن :

$$(م - ١م) = \text{أثر المعادلة} .$$

$$(م - م١) = \text{الفرق الفردية بين المفحوصين} .$$

$$[(م - ١م) - (م - ١م١) - (م - ١م٢)] = \text{أثر تفاعل المعالجات}$$

في المفحوصين ويدل على الفرق الباقي في درجة المفحوص بعد استبعاد كل من آثار المعالجة (أ) والفرق الفردية (ب) من هذه الدرجة .

ويمكن إعادة صياغة المعادلة السابقة بنقل المتوسط العام إلى الطرف الأيمن من المعادلة لتصبح الصورة الجديدة لها على النحو الآتي :

$$(م - ١م) + (م - م١) + (م - ١م١ - ١م٢ - م٢ + م) = (م - ١م)$$

ولعلك تلاحظ أن أثر التفاعل أعيدت صياغته بصورة أفضل ليصبح على النحو الآتي :

$$١ \times ب = (م - ١م - ١م١ - م١ + م)$$

وبالطبع إذا لم يوجد أثر لهذه المصادر الثلاثة فإن المتوسط العام (م) في هذه الحالة يساوي درجة المفحوص .

ولأن مفهوم التفاعل له أهميته القموى في تحليل التباين نعيد صياغته لفظيا (بما يناسب التصميم الراهن) كما يلي :

$$\text{تفاعل المعالجات مع المفحوصين (أ×ب) =}$$

- انحراف درجة المفحوص عن المتوسط العام (م - ١م) .
- انحراف متوسط المعالجة عن المتوسط العام (م - ١م) .
- انحراف متوسط المفحوص عن المتوسط العام (م - م١) .

ويمكن الحصول على مجموع المربعات بتربيع جميع حدود المعادلة السابقة والحصول على مجموع كل منها على النحو الآتي :

$$\text{مج (س - م)}^2 = \text{مج (م - م}_1\text{)}^2 + \text{مج (م - م}_2\text{)}^2 + \text{مج (س - م}_1\text{ - م}_2\text{ - م)}^2$$

حيث يدل

$$\text{مج (س - م)}^2 = \text{المجموع الكلي للمربعات} \cdot$$

$$\text{مج (م - م}_1\text{)}^2 = \text{مجموع مربعات بين المعالجات والذي يدل على الاختلاف المنظم الناجم عن تفاعل المعالجات مع المفحوصين} \cdot$$

$$\text{مج (م - م}_2\text{)}^2 = \text{مجموع مربعات بين المفحوصين والذي يدل على الفروق الفردية بينهم} \cdot$$

$$\text{مج (س - م}_1\text{ - م}_2\text{ - م)}^2 = \text{مجموع مربعات التفاعل بين المعالجات والمفحوصين} \cdot$$

ويمكن حساب متوسط كل من هذه المربعات بقسمة مجموعها على درجات الحرية والتي يتحدد كما يلي :

$$\text{درجات حرية المجموع الكلي} = \text{ن} - 1$$

$$\text{درجات حرية بين المعالجات} = \text{ك} - 1$$

$$\text{درجات حرية بين المفحوصين} = \text{ن}_1 - 1$$

$$\text{درجات حرية التفاعل بين المعالجات والمفحوصين} = (\text{ك} - 1)(\text{ن}_1 - 1)$$

حيث تدل

$$\text{ن} = \text{على العدد الكلي للقياسات في جميع المعالجات} \cdot$$

$$\text{ك} = \text{عدد المعالجات} \cdot$$

$$\text{ن}_1 = \text{عدد القياسات في كل معالجة} \cdot$$

وتتلخص الخطوات في هذه الحالة في الجدول رقم (٥١) .

المجموع	المعالجة الأولى (١) (احباط شديد)		المعالجة الثانية (٢) (احباط خفيف)		العدد
	س	٢ س	س	٢ س	
١	٥	٢٥	٣	٩	٨ = مج س
٢	٦	٣٦	٢	٤	٨ = مج س
٣	٢	٤	١	١	٣ = مج س
٤	٤	١٦	٣	٩	٧ = مج س
٥	٣	٩	١	١	٤ = مج س
٥ = ١	٢٠ =	٩٠ =	١٠ =	٢٤ =	٢٠ = (مج س) ١٠ = ك ٢ = ن

٤٠٠ = ٢ (مج س) ١٠٠ = ٢ (مج س)

ولابد من تحليل التباين بهذه الطريقة نحتاج الى القيم الآتية :

$$(1) \quad (مجس^2) = (مجسم^2 + مجس_1^2) = 90 + 24 = 114$$

$$(2) \quad 100 = \frac{500}{5} = \frac{100 + 400}{5} = 2(مجس_1^2) + 2(مجسم^2)$$

$$(3) \quad \frac{مجسم^2 + مجس_1^2 + مجس_2^2 + مجس_3^2 + مجس_4^2}{ك}$$

$$\begin{aligned} &= \frac{مجسم^2}{ك} = \frac{202}{2} = 101 \\ (4) \quad 90 &= \frac{900}{10} = \frac{2(مجس^2)}{ن} \end{aligned}$$

ويمكن الحصول على مجموع المربعات ودرجات الحرية لمصادر التباين الأربعة اللازمة من البيانات السابقة على النحو الآتى :

أولاً : مجموع المربعات بين المعالجات (أ) = أى الخطوتين (٣-٤) بدرجات حرية ك- اوى ١٠٠-٩٠= ١٠ ودرجات الحرية = ٢- ١ = ١

ثانياً : مجموع المربعات بين المفحوصين (ب) = أى الخطوتين (٣-٤) بدرجات حرية = ١-١٠١ و اوى ١٠١-٩٠= ١١ ودرجات الحرية = ٥- ١ = ٤

ثالثاً : مجموع مربعات التفاعل بين المعالجات والمفحوصين (أ×ب) = أى الخطوات (١-٢-٣-٤) بدرجات حرية (ك- ١) (ن- ١) = ١١- ١ = ١٠ و اوى ١١٤- ١٠٠- ١٠١- ٩٠ = ٢٤ ودرجات الحرية = (١-٢)(١-٥) = ٢

رابعاً : المجموع الكلى للمربعات = أى الخطوتين (١-٤) بدرجات حرية = ن- ١ = ٩ و اوى ١٤٤- ٩٠ = ٥٤ ودرجات الحرية = ١٠- ١ = ٩

وبعد ذلك نقسم مجموع المربعات على درجات الحرية في كل حالة (ماعدا المجموع الكلي للمربعات) للحصول على متوسط المربعات أو التباين . ولاختبار دلالة الفروق بين المعالجات باستخدام (ف) في هذه الحالة نقسم التباين بين المعالجات (أ) على تباين تفاعل المعالجات والمفحوسين ، وهو تباين الخطأ في تحليل التباين ذي البعد الواحد للقياسات المتكررة كما هو الحال في مثالنا الحالي وليس التباين داخل المفحوسين كما هو الحال في المجموعات المستقلة . وعلمني الباحثين التنبيه الى هذا التمييز الجوهرى حتى لا يقعوا في أحد الأخطاء الاحصائية الشائعة في البحوث الحديثة . ويجب أن ننبه أيضا الى أننا في هذه الحالة لانحسب (ف) لأي مصدر آخر للتباين فيما عدا التباين بين المعالجات فقط . ويوضح الجدول رقم (٥٢) نتائج تحليل التباين لمثالنا الحالي .

جدول (٥٢) ملخص تحليل تباين ذي بعد واحد لقياسات متكررة

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
بين المعالجات (أ)	١٠	١	١٠٠٠	*١٢٣٢
بين المفحوسين (ب)	١١	٤	٢٧٥	
التفاعل بين المعالجات والمفحوسين (أ x ب)	٣	٤	٧٥	
المجموع الكلي	٢٤	٩		

وبالكشف عن دلالة (ف) في الملحق رقم (٦) عند درجات حرية (١) للبسط و(٤) للمقام نجد أنها دالة عند مستوى ٠.٥ ولذلك وضعنا علامة (*) للدلالة على ذلك .

تمريـن (١) :

اجر تحليل التباين للبيانات السابقة باستخدام طريقة مربعات الانحرافات ، وقارن بين قيمة (ف) في الحالتين .

تمريـن (٢) :

احسب دلالة الفروق بين المعالجتين في المثال السابق باستخدام اختبار (ت) للمجموعات المرتبطة ، وقارن بين (ت) ، (ف) في هذه الحالة .

افتراضات (ف) لتعميم داخل المجموعات (القياسات المتكررة) :

توجد أربعة افتراضات يجب توافرها في البيانات التي يطبق عليها تحليل التباين للقياسات المتكررة واستخدام (ف) في هذه الحالة وهي :

- (١) كل مفحوص يجب أن يختبر ويقاس في المتغير التابع في كل مستوى من مستويات المتغير التابع (أي كل معالجة) .
- (٢) أن يكون توزيع الدرجات في الأمور اعتداليا .
- (٣) أن تتساوى بيانات الدرجات في الأمور .
- (٤) أن يظل اسهام الفروق الفردية داخل المفحوص الواحد متساويا بالنسبة لدرجاته في جميع المعالجات .

وبالنسبة للافتراض الأول فانه افتراض أساسى لاجراء تحليل التباين للقياسات المتكررة ، حتى يصبح هذا النموذج الاحصائى ملائما بالفصل للبيانات وعلى ذلك فان هذا الافتراض لا يمكن التهاون في توافره والا أصبح هذا النموذج غير مناسب . أما الافتراضان الثانى والثالث فيتطابقان مع نظائرها من افتراضات (ف) للمجموعات المستقلة . ويمكن اختبار تجانس البيانات بالنسبة للافتراض الثالث بنفس الطريقة ، أى باستخدام

اختبار (ف العظمى) . أما افتراض الاعتدالية فيتضمن بالطبع أن يتوافر في العينة شرط العشوائية أو تعتمد عليه على الأقل كافتراض أيضا . ويصدق على هذا الافتراض هنا ما قلناه عنه بالنسبة للمجموعات المستقلة .

أما الافتراض الرابع فيركز على أن سلوك العفوص ، مستقلا عن أثر المعالجة في ذاته ، يظل مستقرا عبر جميع مستويات المتغير المستقل . وبالطبع فإن هذا الافتراض عرصة للخرق في كثير من البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية . وبالطبع فإن أثر انتهاك هذا الافتراض هو زيادة احتمال وقوع الباحث في النمط الثاني من أخطاء الاستدلال الاحصائي (رفض الفرض المفرد بينما هو صحيح) .

ونحن ننبه هنا الى أن معظم البحوث التي أجريت حول منعة تحليل التباين ضد انتهاك افتراضاته تناولت التعميم بين المجموعات (المجموعات المستقلة) . وإذا أمكن لنا أن نعمم من نتائج هذه البحوث والتي تناولناها آنفا الى تعميم القياسات المتكررة يمكن القول أن انتهاك الافتراضين الثاني والثالث له أقل تأثير على احتمال الوقوع في النمط الأول من أخطار الاستدلال الاحصائي (قبول الفرض المفرد بينما هو خطأ) إذا توافر شرطان أساسيان هما :

- (١) تشابه شكل توزيعات الدرجات في كل معالجة وألا يكون منها أي توزيع يتسم بأنه مدبب جدا أو مفرطح جدا .
- (٢) تحديد مستوى الدلالة عند ٥.٠ .

فإذا لم تتوافر هذه الشروط وتم انتهاك الافتراضات بشدة فلامناس أمام الباحث من استخدام بعض الطرق اللابارامترية التي سنتناولها في البابين الثالث والرابع من هذا الكتاب .

(٣) تحليل التباين البسيط (ذى البعد الواحد) لمستويات متعددة
من المتغير المستقل لمجموعات متعددة مستقلة :

اقتمر تحليلنا السابق على مجموعتين أو معالجتين فقط (مستويين من المتغير المستقل الواحد) ، سواء أكانتا مستقلتين أو مرتبطتين ، وذلك لبيان أوجه التشابه بين تحليل التباين البسيط واستخدام اختبار (ت) ، ولو أن استخدام اختبار (ت) فى هذه الحالة هو الأكثر يسرا وتفضيلا .

ومن الوجهة النظرية لا يوجد حد أقصى لعدد مستويات المتغير المستقل (أى عدد المعالجات) . ويتحدد بالطبع عدد هذه المعالجات فى ضوء الفرض التجريبى الذى يسعى الباحث الى اختباره ، وطبيعة المتغير المستقل التى تتم معالجته ، وموارد الباحث وامكانياته .

وامتداد تصميم تحليل التباين البسيط ذى البعد الواحد الى أكثر من معالجتين (والذى يسمى حينئذ التصميم البسيط متعدد المستويات) لا يتطلب أكثر من تطبيق مباشر للمبادئ والطرق والخطوات التى تناولناها فى القسمين السابقين من هذا الفصل . فالباحث فى جميع هذه الحالات يسعى الى تعظيم أثر المتغير المستقل وتعظيم أثر تباين الخطأ ، والتحكم فى المتغيرات الدخيلة بحيث لا تؤدي الى سوء فهم النتائج . إلا أن الفرق الجوهرى بين التصميم البسيط ذى المعالجتين والتصميم متعدد المعالجات ينشأ حين تكون (ف) دالة فى الحالة الأخيرة . أنها عندئذ لاتدل على أكثر من وجود فرق دال واحد بين متوسطين على الأقل من بين المتوسطات المتعددة التى حسبها الباحث ، إلا أنها لاتحدد لنا أى هذه المتوسطات بينه الفروق الدالة بالفعل ، ولعالم أى المعالجات يتحدد اتجاه هذه الفروق . ولذلك فإنه فى حالة التجارب المتعددة المستويات (المتعددة المعالجات) يجب أن يتبع المحول على (ف) دالة تطبيق ما يسمى أحيانا اختبارات المتابعة أو إجراء المقارنات المتعددة بين المتوسطات .

مثال : قام أحد الباحثين باختبار فعالية ثلاث طرق في العلاج النفسي للقلق هي التحليل النفسي والعلاج السلوكي والعلاج المعرفي فاستخدم ثلاث مجموعات من المرضى طبق على كل منها أسلوبا مختلفا من الأساليب السابقة، كما استخدم مجموعة رابعة من الأسوياء كمجموعة ضابطة . وكان المتغير التابع هو مقياس التكيف الشخصي والاجتماعي . فحمل على البيانات الموضحة في الجدول رقم (٥٣) .

جدول (٥٣) بيانات أربع معالجات للعلاج النفسي للقلق

المجموعة الضابطة (أ)	المفحوص	الدرجة (س)	التحليل النفسي (أ)	المفحوص	الدرجة (س)	العلاج السلوكي (أ)	المفحوص	الدرجة (س)	العلاج المعرفي (أ)	المفحوص	الدرجة (س)
أ	و	١١٩	ك	١١٢	ك	١١٧	١١٧	١١٧	١١٧	١١٧	١١٧
ب	ز	١٢٠	ل	١١٦	ل	١١٧	١١٧	١١٧	١١٧	١١٧	١١٧
ج	ح	١١٩	م	١١٦	م	١١٦	١١٦	١١٦	١١٦	١١٦	١١٦
د	ط	١١٦	ن	١١٥	ن	١١٥	١١٥	١١٥	١١٥	١١٥	١١٥
هـ	ي	١١٦	س	١١٢	س	١١٢	١١٢	١١٢	١١٢	١١٢	١١٢
ن _١ = ٥	مج س = ٥٦٢	ن _٢ = ٥	مج س = ٥٩٠	ن _٣ = ٥	مج س = ٥١٧	ن _٤ = ٥	مج س = ٥٧٧	ن _٥ = ٥	مج س = ٥٧٧	ن _٦ = ٥	مج س = ٥٧٧
	١١٢ر٤ = ١١٢		١١٨ر٣ = ١١٨		١١٤ر٢ = ١١٤		١١٥ر٤ = ١١٥		١١٥ر٤ = ١١٥		١١٥ر٤ = ١١٥

ويمكن حساب مجموع المربعات في هذه الحالة على النحو الآتي :

أولا : مجموع المربعات داخل المجموعات (مربعات الخطأ) :

وقد حسبت من مربعات انحرافات الدرجات الفردية للمفحوصين (ح^٢) عن متوسط المعالجة التي ينتمون إليها كما يلي :

المعالجة (١)		المعالجة (٢)		المعالجة (٣)		المعالجة (٤)	
١	٢	٣	٤	١	٢	٣	٤
١٦ +	٢٥٦	١٠ +	١٠ -	٢٢ -	٤٨٤	١٦ +	٢٥٦
٢٦ +	٦٧٦	٢٠ +	٤٠ -	١٨ +	٢٢٤	١٦ +	٢٥٦
١٤ -	١٩٦	١٠ +	١٠ -	١٨ +	٢٢٤	١٤ -	١٩٦
٢٤ -	٥٧٦	٢٠ -	٤٠ -	٨ +	٦٤	٢٤ -	١١٥٦
٤ -	١٦	٢٠ -	٤٠ -	٢٢ -	٤٨٤	١٦ +	٢٥٦
مج ١ = ١٧٢٠	مج ٢ = ١٤٠	مج ٣ = ١٦٨٠	مج ٤ = ٢١٢٠				

فإذا جمعنا مجاميع المربعات الأربعة نحصل على مج ٢ = ٦٩٢٠

ثانياً: مجموع المربعات بين المجموعات (بين المعالجات) :

وقد حسب من مربعات فروق (ق^٢) متوسطات المعالجات عن المتوسط العام (م = ١١٥) وضرب (ق^٢) في عدد الحالات في كل معالجة ، مع ملاحظة أن هذا العدد متساو في جميع الحالات في مثالنا (ن = ٥) .

المعالجة (١)		المعالجة (٢)		المعالجة (٣)		المعالجة (٤)	
ق ^٢	ق ^٢	ق ^٢	ق ^٢	ق ^٢	ق ^٢	ق ^٢	ق ^٢
٢٦٠ -	٦٧٦	٢٢٨٠	٣٣٠ +	٩٠٠	٤٥٠ -	٦٤	٢٢٠
٢٤٠ +	١٦	٢٤٠	١٦	٨٠	٢٤٠	٢٤٠	٢٤٠
٢٤٠	٢٤٠	٢٤٠	٢٤٠	٢٤٠	٢٤٠	٢٤٠	٢٤٠

فإذا جمعنا ن ق^٢ في المعالجات الأربعة نحصل على مج ن ق^٢ = ٨٢٨٠

ويمكن الحصول عليه بطريقة أخرى بجمع ق^٢ للحصول على مج ق = ١٦٥٦
ثم ضربه في (ن = ٥) بسبب تساوي عدد الحالات في المعالجات الأربعة ويكون المجموع في هذه الحالة مرة أخرى ٨٢٨٠ .

ثالثاً: تلخيص تحليل التباين في الجدول رقم (٥٤)

جدول (٥٤) ملخص تحليل التباين البسيط لمستويات أربعة لمتغير مستقل واحد

معدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
بين المعالجات	٨٢ر٨٠	٣	٢٧ر٦٥٠	** ٦ر٢٨
داخل المعالجات (الخطأ)	٦٩ر٢٠	١٦	٤ر٣٢٥	
المجموع الكلي	١٥٢ر٠٠	١٩		

وبالكشف في جدول دلالة (ف) نجد أن القيمة المحسوبة دالة عند مستوى ٠.١ ر عند درجات حرية (٣) للبسط و (١٦) للمقام . ولذلك رسمنا الى جوارها الرمز (**). الدال على ذلك . ومعنى ذلك أنه توجد فروق دالة بين المتوسطات على وجه العموم ، الا أننا لانستطيع أن نحدد موقع وموقع هذه الفروق بالضبط ولذلك لابد في هذه الحالة من اجراء المقارنات الشناثية البعدية وهذا ما سنوضحه في الفصل التالي .

تدريب (١): احسب المجموع الكلي للمربعات في المثال السابق للتأكد من صحة العمليات الحسابية .

تدريب (٢): اجر تحليل التباين للبيانات السابقة باستخدام الدرجات الخام مباشرة (يمكنك اختصار العمليات الحسابية بطرح مقدار ثابت من جميع الدرجات وليكن في هذه الحالة العدد ١٠٠) .

قياس قوة تأثير المعالجات :

ماذا يعنى وجود فرق دال احصائيا بين متوسطات المعالجات ؟

ان الاجابة على هذا السؤال ببساطة هى أن الدلالة الاحصائية لايتجاوز معناها أن المتغير المستقل له أثر فى المتغير التابع . وهى لاتقيس قوة العلاقة بين المتغيرين ، ومع ذلك فان اهتمام الباحث قد يمتد الى معرفة تأثير المعالجة المستخدمة فى البحث . ويظهر ذلك فى تعبير الباحث عن مستوى الدلالة . فحين تكون (ف) دالة عند مستوى ٠.٠١ ر فهى توصف بأنها عالية الدلالة بينما حين تكون عند مستوى ٠.٥ ر توصف بأنها " دالة " فقط . والتضعين الذى توحى به مثل هذه العبارات التى ترد كثيرا فى تقارير البحوث المنشورة والرسائل الجامعية أن الفروق الدالة دلالة " عالية " تعكس تأثيرا أكبر للمعالجة من الفروق " الدالة " فقط . الا أن هذا التفسير غير صحيح ، ولايمكن الوصول اليه من محض اختبار الدلالة .

ولتوضيح ذلك نذكر بأن قيمة (ف) - وكذلك (ت) - لاتعتمد فقط على الفروق بين متوسطات مجموعات المعالجة وانما تعتمد على تباين الخطأ فى التجربة . وعلى ذلك فانه فى تجربتين مختلفتين حول نفس المشكلة قد يتوصل الباحثان الى نفس الفروق بين متوسطات مجموعات المعالجة ومع ذلك تختلف قيمة (ف) ، (ت) فى الحالتين بسبب اختلافهما فى تباين الخطأ ، وقد يؤدي ذلك الى تسجيل احدهما على أنها ذات " دلالة عالية " والاخرى على أنها " ذات دلالة فقط " . مع أن كليهما قد يعكس نفس التأثير للمعالجة أو المتغير المستقل كما يظهر فى الفروق الحقيقية بين متوسطات المعالجات . وعلى ذلك فلا يمكن المقارنة بين قوة تأثير المعالجات فى التجارب المختلفة - باستخدام اختبار الدلالة - الا اذا كان تباين الخطأ فيها متساويا . الا أن هذا ينسدر حدوثه فى البحوث العلمية . وعلى ذلك فان اختبار الدلالة ليس مقياسا ملائما لقياس تأثير المعالجة ، على الرغم من أن بعض الباحثين يقعون كثيرا فى هذا الخطأ الشائع .

كيف يمكن قياس قوة تأثير المعالجات اذن ؟ لقد اقترح العلماء بضعة مقاييس احصائية خاصة لهذا الغرض للحمول الى تحديد حجم تأثير المتغير المستقل تحديدا كميًا ، وتسمى هذه المقاييس تسميات مختلفة منها قوة مقاييس الترابط association وسعة مقاييس التأثير ، ومؤشرات الاستخدام utility . وتعتمد هذه المقاييس جميعا على تقدير النسبة من التباين الكلي التي ترجع الى التباين المنتظم ، أو بعبارة أخرى النسبة بين التباين الكلي الذي يمكن " تفسيره " أو تعليقه accounted for ، بالمتغير المستقل أو المعالجة . وأشهر مقاييس قوة الترابط مقياسان هما مربع ايتا ومربع أوميغا . وتوجد بالطبع مقاييس عديدة أخرى لا يتسع المقام لتفصيلها .

(أ) مربع إيتا : احصاء مربع ايتا تسمى أحيانا نسبة الارتباط ، وتقدم مقياسا وصفيا للترابط بين العيّنات موضع البحث . ويمكن الحمول عليها لاختبار (ت) بالمعادلة الآتية باستخدام مربع (ت) ودرجات الحرية .

$$\text{مربع ايتا } \left(\eta^2 \right) = \frac{\text{ت}^2}{\text{ت}^2 + \text{درجات الحرية}}$$

أما بالنسبة لتحليل التباين فيمكن الحمول عليها بالمعادلة الآتية حيث تادل ببساطة على نسبة مجموع المربعات الخاص بأشهر المعالجات (بين المعالجات) الى المجموع الكلي للمربعات بالمعادلة الآتية :

$$\frac{\text{مجموع المربعات بين المعالجات}}{\text{المجموع الكلي للمربعات}} = \left(\frac{\eta^2}{n} \right)$$

كما يمكن الحمول عليها من قيمة (ف) ودرجات الحرية في تحليل التباين بين المفحوصين (المجموعات المستقلة) على النحو الآتي :

$$\left(\frac{\text{درجات حرية التباين بين المجموعات } (f) - 1}{\left[\text{درجات حرية التباين بين المجموعات } (f) + \text{درجات حرية تباين الخطأ} \right]} \right) = \frac{2}{n}$$

وتدل قيمة مربع ايتا على النسبة من التباين الكلى للمتغير التابع فى العينات موقع البحث التى ترجع الى أثر المتغير المستقل . وينتمى مربع ايتا الى الاحعاء الوصفى (أى احعاء العينات) .

(ب) مربع أوميجا : على عكس مربع ايتا فان مربع أوميجا يعتبر بارامتر وينتمى الى الاحعاء الاستدلالى (أى احعاء الأصول) . صحيح أنه أيضا عبارة عن نسبة تعكس مقدار التباين المنظم من التباين الكلى فى درجات المتغير التابع الا أنه على عكس مربع ايتا يستخدم فى تقدير النسبة من التباين الكلى التى يمكن " تفسيرها " أو " تحليلها " للمتغير التابع فى الأصل الذى اشتقت منه العينة . الا أن هذا التقدير لبارامتر الأصل محدود بالمستويات الخاصة من المتغير المستقل (المعالجات) المستخدمة فى التجربة .

ويحسب مربع أوميجا لاختبار (ت) بالمعادلة الآتية :

$$\text{مربع أوميجا } \left(\frac{2}{w} \right) = \frac{t^2 - 1}{t^2 + n_1 + n_2 - 1}$$

أما بالنسبة لتحليل التباين فتحسب كما يلى :

$$= \frac{\text{مجموع مربعات بين المعالجات} - (\text{عدد المعالجات} - 1) (\text{متوسط مربعات الخطأ})}{\text{المجموع الكلى للمربعات} + \text{متوسط مربعات الخطأ}}$$

ويحسب لاختبار (ف) كما يلى :

$$= \frac{\text{درجات حرية التباين بين المجموعات} (f - 1)}{[\text{درجات حرية التباين بين المجموعات} (f) + \text{درجات حرية الخطأ} + 1]}$$

أمثلة :

احسب مقياس قوة الترابط للنتائج الآتية :

(١) $t = 2.172$ دالة عند مستوى ٠.٥ بدرجات حرية ١٠٥

حيث أن $n_1 = ٥٤$ ، $n_2 = ٥٢$

$$r_0.4 = \frac{t^2 (2.172)}{105 + t^2 (2.172)} = \frac{2}{n}$$

$$r_0.3 = \frac{1 - t^2 (2.172)}{1 - ٥٢ + ٥٤ + t^2 (2.172)} = \frac{2}{w} \quad \text{أو}$$

(٢) احسب معامل مربع ايتا لبيانات الجدول الآتي :

معد التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف
بين المعالجات	٧٩٠.٢١	١	٧٩٠.٢١	* ٤٦٩
داخل المجموعات (الخطأ)	١٧٧٠٠.٩٥	١٠٥	١٦٨.٥٨	
المجموع الكلي	١٨٤٩١.١٦	١٠٦		

$$r_0.4 = \frac{٧٩٠.٢١}{١٨٤٩١.١٦} = \frac{2}{n}$$

$$r_0.4 = \frac{٤٦٩ \times ١}{١٠٥ + (٤٦٩ \times ١)} = \frac{2}{n} \quad \text{أو}$$

(٣) احسب معامل مربع أوميغا لبيانات الجدول السابق .

$$r_0.3 = \frac{(168.50 \times 1) - ٧٩٠.٢١}{168.50 + ١٧٧٠٠.٩٥} = \frac{2}{w}$$

$$r_0.3 = \frac{(1 - ٤٦٩) \times ١}{1 - ١٠٥ + (٤٦٩ \times ١)} = \frac{2}{w} \quad \text{أو}$$

ولعلك لاحظت أن مربع أوميغا أقل قليلاً من مربع ايتا، والسبب في ذلك أن المقياس الأول هو تقدير لبارامتر الأمل بينما الثاني هو إحصاءة عينة كما للنسبة .

والسؤال الذي يستدعي عدة أسئلة هو كيف نفسر مقاييس قوة الترابط ؟ وماذا يعني حصول الباحث على معامل ايتا = ٠.٤ أو معامل أوميغا = ٠.٢ ؟ هل تدل هذه القيم على أسهام المتغير المستقل بنسبة مرتفعة أو متوسطة أو منخفضة من التباين الكلي في المتغير التابع ؟ بالطبع إن النظر المباشر إلى نسبة لا تتجاوز ٣٪ أو ٤٪ من تباين مقداره ١٠٠٪ تشير إلى أنها نسبة صغيرة ، ولكن ماهي النسبة من التباين الكلي للمتغير التابع التي يمكن أن نقبلها على أنها تُفسّر بالمتغير المستقل ؟

للإجابة على هذه الأسئلة نقول إن توقع أسهام المتغير المستقل بنسبة تساوي التباين الكلي (أي ١٠٠٪) مستحيل الحدوث ، ففي جميع الحالات يرجع بعض التباين في المتغير التابع إلى أخطاء القياس وإلى متغيرات دخيلة غير مثبتة أو غير مضبوطة . وبالطبع فإن أخطاء القياس لا تحدث بطريقة منتظمة في أي تجربة ، وإنما تحكمها المصادفة والعشوائية ، وبالتالي لا يمكن استبعادها تماماً من أي تجربة . كما أنه لا يمكن ضبط وتثبيت جميع المتغيرات الدخيلة في التجربة الواحدة ، وبالتالي لا بد أن يوجد دائماً تباين للخطأ في أي تجربة ، وعلى الباحث أن يقنع بحصوله على أسهام للمتغير المستقل في التباين الكلي للمتغير التابع بنسبة أقل من ١٠٠٪ .

ما هو المقدار الذي يمكن قبوله ؟ لا توجد بعد طريقة إحصائية دقيقة للوصول إلى هذا الحكم ، وإنما توجد قاعدة معتمدة على الخبرة الأشرحها (Cohen, 1977) لتقويم قوة تأثير المتغير المستقل على النحو الآتي :

- (أ) التأثير الذي يفسر حوالي ١٪ من التباين الكلي يدل على تأثير ضئيل .
- (ب) التأثير الذي يفسر حوالي ٦٪ من التباين الكلي يعد تأثيراً متوسطاً .
- (ج) التأثير الذي يفسر حوالي ١٥٪ فأكثر من التباين الكلي يعد تأثيراً كبيراً .

ومع ذلك فمن الصعب جداً تحديد مقدار مربع ايتا أو مربع أوميغا الذي يعكس بالفعل مقداراً هاماً من التباين المفسر بالمتغير المستقل. ففي البحوث الاستطلاعية الذي يسعى فيها الباحث إلى الوصول إلى أقصى تأثير محتمل للمتغير المستقل يكون من المنطقي توقع قيم قد تصل إلى ٥٠٪ أو أكبر . ولكن الأمر يختلف في البحوث المستندة إلى إطار نظري جيد (من خلال نظرية البحث أو نتائج الدراسات السابقة حوله) والتي تتم فيها معالجة المتغير المستقل معالجة متقنة فأننا في هذه الحالة قد نقبل نسبة ٤٪ أو ٥٪ من التباين الكلي على أنها مفسرة بالمتغير المستقل ، ففي هذا النوع من البحوث عادة ما يسعى الباحثون (وخاصة في العلوم الانسانية) في دراستهم لمشكلاتهم البحثية ومحاولاتهم التوصل إلى تفسيرات للظاهرة موضع الاهتمام أن تكون معالجاتهم للمتغيرات المستقلة موجهة بالإطار النظري للبحث ، ويكون الهدف الأساسي هو اختبار الفروض البحثية المستنبطة من هذه النظرية . وعادة ما تكون المعالجة المطلوبة لاختبار الفرض البحثي في هذه الحالة محدودة . وبالتالي يجب أن تفسر نسبة كبيرة من التباين الكلي للمتغير التابع المقيس في التجربة . ومع ذلك فإن المعالجة المحدودة وما قد يتلوها من تأثير صغير للمتغير المستقل قد يكون لهما أهمية نظرية بالغة . ولعل القارئ للبحوث التي استخدمت منهج التحليل البعدي في السنوات الأخيرة توضح لنا هذه الحقيقة الهامة وخاصة في مجال البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية . فوسيط معاملات ايتا في عدد كبير من هذه البحوث لا يتجاوز ٠.٨ . ولعل هذه الحقيقة تقدم لك صورة واضحة عن مدى قوة الترابط الشائع في معظم البحوث ويزودك بأساس مفيد في تقويم حجم التأثير باستخدام مقاييس قوة الترابط .

ثانياً: تحليل التباين المركب . التعميم العاملى باستخدام أكثر من متغير مستقل واحد لمجموعات مستقلة :

(١) أهمية التعميم العاملى :

يقدم لنا التعميم التجريبي البسيط لمتغير واحد وتحليل التباين المرتبط به معظم المبادئ الأساسية للتعميم التجريبي عامة والأسلوب الاحصائي المناسب والطرق والخطوات الرئيسية لتحليل التباين . الا أن تعميم البعد الواحد محدود الاستخدام لأنه لايسمح للباحث الا بمعالجة متغير مستقل واحد فقط بينما الظواهر النفسية والاجتماعية والتربوية متعددة العوامل ، فغالبا ماتتأثر بمتغيرين مستقلين أو أكثر ومن هنا نشأت الحاجة الى التعميم التجريبي العاملى factorial design .

وكلمة عامل المستخدمة فى وصف هذا التعميم تساوى كلمة بعد الذى أثرنا استخدامها ، وكلاهما مرادف لمصطلح المتغير المستقل . ومعنى ذلك أن التعميم العاملى هو تعميم بحثى مكون من متغيرين مستقلين أو أكثر يؤثران متآنيين (أى معا وفى وقت واحد) فى المتغير التابع ، ويكون لكل من هذه المتغيرات المستقلة مستوياته التى تسمى المعالجات . وفى أبسط نماذج التعميم العاملى يتم معالجة متغيرين مستقلين ويكون لكل منهما مستويان فقط ، ويسمى هذا التعميم العاملى 2×2 حيث يدل العدد (٢) الأول على مستويين للمتغير المستقل الأول ، ويدل العدد (٢) الثانى على مستويين للمتغير المستقل الآخر . وقد يتطلب البحث أكثر من مستويين للمتغيرين المستقلين أو لأحدهما ، وحينئذ قد يكون التعميم العاملى من نوع 2×2 أو 2×3 وهكذا .

وقد يزداد التعميم العاملى تعقيدا حين يتضمن أكثر من متغيرين مستقلين لكل منها مستوياته (أو معالجاته) . فإذا كان عدد هذه المتغيرات المستقلة ثلاثة ولكل منها مستويان للمعالجة يسمى التعميم العاملى فى هذه الحالة $2 \times 2 \times 2$ ، أما إذا كان أحدها أو بعضها لـ أكثر من مستويين فقد يكون التعميم العاملى حينئذ من نوع $2 \times 2 \times 2$ أو

٤×٢×٤ أو ٣×٣×٣ أو ماشئت من بدائل يحددها الاطار النظرى للبحث .
وتؤكد لنا الخبرة بالمنهج التجريبي أن التجربة المعتادة التى
تستخدم التصميم العاىلى تعالج متغيرين مستقلين كحد أدنى ،
و ٤ متغيرات مستقلة كحد أقصى .

وقد يكون التصميم العاىلى من نوع بين المفحوصين (أى من النوع
الذى يستخدم مجموعات مستقلة) أو داخل المفحوصين (أى من النوع
الذى يستخدم القياسات المتكررة) ، أو خليطا منهما على النحو الذى
يسمى التصميم المختلط ، وهذه النماذج سوف نتناولها فى الأقسام
التالية من هذا الفصل على التوالى .

وخلاصة القول أن من المعتاد فى البحوث التجريبية فى المجالات
النفسية والتربوية والاجتماعية أن يجرى الباحثون تجاربهم بمعالجة
أكثر من متغير مستقل واحد ، والسؤال هو لماذا يفضل الباحثون
المعالجة المتآنية لعدة متغيرات مستقلة فى تجربة واحدة بدلا من معالجة
هذه المتغيرات كلا منها على حدة فى تجارب عديدة ؟ للإجابة على هذا
السؤال نقول أنه من الأكفا - بل والأكثر اتساقا مع فلسفة العلم ومع
المعنى الحديث للسببية - اجراء تجربة واحدة باستخدام بضعة متغيرات
مستقلة متآنية بدلا من اجراء بضعة تجارب باستخدام متغير مستقل واحد
فى كل مرة . ويمكن أن نلخص مزايا التصميم العاىلى التى يتفوق بها على
تصميم المتغير المستقل الواحد فيما يلى :

(١) فى تجربة واحدة تعالج عدة متغيرات مستقلة يكون التحكم
التجريبى أفضل وخاصة حين يتطلب الأمر تثبيت بعض المتغيرات الدخيلة ،
فحينئذ تكون ظروف الضبط أكثر دقة منها فى حالة اجراء عدة تجارب
منفصلة ، كل منها يعالج متغيرا مستقلا واحدا .

(٢) النتائج التى يتوصل اليها الباحثون عبر متغيرات مستقلة
متعددة تكون أكثر قيمة فى التفسير العلمى وفى ادراك معنى السببية
المتعددة من النتائج التى يحملون عليها من متغير مستقل واحد . فالتفسير

بمتغير واحد لا يكفي وخاصة بالنسبة للظواهر النفسية والتربوية والاجتماعية التي تتسم بالتعقد الشديد والتداخل الكبير بين العوامل المسببة لها .

(٣) هناك حاجة مستمرة للتأكد من عمومية نتائج البحث عبر أنماط مختلفة من المفحوصين و/أو المواقف التجريبية ، وفي هذا يتفوق التصميم العامل على تصميم المتغير المستقل الواحد (البعد الواحد) لأنه يتعامل في المرة الواحدة مع مجموعات مختلفة من المفحوصين (في حالة المجموعات المستقلة خاصة) في مستويات مختلفة (معالجات) من عدة متغيرات مستقلة متعددة .

(٢) التصميم العامل 2×2 لمجموعات مستقلة :

لكي يوضح خصائص التصميم العامل بعفة عامة نتناول التصميم العامل 2×2 لمجموعات مستقلة فهو أبسط التصميمات العملية وأكثرها ملاءمة لهذا الغرض .

مثال : نفرض أن أحد الباحثين أجرى تجربة لدراسة أثر كل من جاذبية الرسالة الاعلامية (أ) وطبيعة محتواها (ب) في تغيير اتجاهات الشباب نحو التدخين . لعلك لاحظت أن هناك متغيرين مستقلين هما (أ) ، (ب) ومتغير تابع واحد هو اتجاهات الشباب نحو التدخين . ولنفرض أن هذا الباحث اقتصر على مستويين فقط لكل من هذين المتغيرين المستقلين هما : الجاذبية في مقابل عدم الجاذبية للمتغير الأول ، والرأي في مقابل الحقيقة للمتغير الثاني . وهكذا يصبح تصميم التجربة من النوع العامل ونسميه في هذه الحالة 2×2 (أي مستويان للمتغير المستقل الأول ومستويان أيضا للمتغير المستقل الثاني) . ويوضح الجدول رقم (٥٥) خطة هذا التصميم .

جدول (٥٥) تصميم عاملي 2×2 لمجموعات مستقلة

مستويات المتغير المستقل الأول (أ) جاذبية الرسالة الاعلامية		مستويات المتغير المستقل الثاني (ب) طبيعة محتوى الرسالة الاعلامية	
جاذبية (أ _١)	غير جاذبية (أ _٢)		
شروط المعالجة أ _١ ، ب _١ أو خانة تفاعل أ _١ × ب _١ أو (رسالة جذابة) (آراء)	شروط المعالجة أ _٢ ، ب _٢ أو خانة تفاعل أ _٢ × ب _٢ أو (رسالة غير جذابة) (آراء)	آراء (ب _١)	
شروط المعالجة أ _١ ، ب _٢ أو خانة تفاعل أ _١ × ب _٢ أو (رسالة جذابة) (حقائق)	شروط المعالجة أ _٢ ، ب _١ أو خانة تفاعل أ _٢ × ب _١ أو (رسالة غير جذابة) (حقائق)	حقائق (ب _٢)	

ومن هذا الجدول يتضح لنا أن تصميم مثل هذه التجربة يتطلب أربع شروط معالجة مختلفة ، وهي في الواقع ناتجة عن حاصل ضرب 2×2 (أو تفاعل 2×2 كما تسمى بلفظ تحليل التباين) ، وهذه الشروط الأربعة هي أ_١ ب_١ ، أ_١ ب_٢ ، أ_٢ ب_١ ، أ_٢ ب_٢ ، وكل منها يمثل فـ في هذا الجدول إحدى خاناته الأربعة . وبالطبع فإن كل معالجة في كل خانة تدل على تفاعل أحد مستويي أحد المتغيرين المستقلين مع أحد مستويي المتغير المستقل الآخر .

وبعدئذ يقوم الباحث بتوزيع عينته الكلية من المفحوصين عشوائيا

على كل شرط (أو خانة) من الشروط الأربعة للمعالجة . فإذا كان العدد الكلى للمفحوصين هو ٢٠ مفحوماً فإنه يعين عشوائياً ٥ مفحوميين ————— مختلفين فى كل خانة من هذه الخانات . وهكذا فعلى الرغم من أن التجربة تتألف من أربع معالجات إلا أن كل مفحوص لا يتعرض إلا الى شرط معالجة واحد منها ، أى أن التصميم العاظمى فى هذه الحالة من نوع المجموعات المستقلة .

ماهى المعلومات التى يحمل عليها الباحث من هذا التصميم التجريبي العاظمى ؟

لقد أشرنا فيما سبق الى أن الهدف الرئيس من التصميم العاظمى هو دراسة آثار متغيرين مستقلين على الأقل معا وفى وقت واحد . ولهذا فإن المعلومات التى يحمل عليها الباحث من هذا التصميم تنقسم الى نوعين هما التأثيرات الرئيسية * main effects للمتغيريين المستقلين والتفاعل بينهما interaction ، ويوضح الجدول رقم (٥٦) التصميم السابق .

* شاع فى السنوات الأخيرة استخدام رئيس ورئيسة (بجذف الياء) بدلا من رئيس ورئيسة ، على أساس أن اضافة الياء المشددة الى اللفظة ليست من الاستعمالات العربية . ويذكر اميل يعقوب فى كتابه (معجم الخطأ والصواب فى اللفظة . بيروت : دار العلم للملايين ، ١٩٨٣ ، ص ١٤١ - ١٤٢) أن لجنة الأصول التابعة لمجمع اللفظة العربية بالقاهرة انتهت الى قرار أقره مجلس المجمع ينص على مايلس : " يستعمل بعض الكتاب : العضو الرئيس أو الشخصيات الرئيسية وينكر ذلك كثيرون ، وترى اللجنة تسويغ هذا الاستعمال بشرط أن يكون المنسوب اليه أمرا من شأنه أن يندرج تحته أفراد متعددة " . وقد أشرنا استخدام اللفظ بعورته المألوفة أى رئيس ورئيسة .

جدول (٥٦) التأثيرات الرئيسية للمتغيرين المستقلين والتفاعلات بينهما (م = المتوسط)

متوسط التأثير الرئيسي للمتغير (ب) أو م _ب	المتغير المستقل (أ)		المتغير المستقل (ب)	متوسط التأثير الرئيسي للمتغير (أ) أو م _أ
	أ _١	أ _٢		
م _{ب١} -----	أ _١ ^١ ب _١ أ _٢ ^١ ب _١	أ _١ ^٢ ب _١ أ _٢ ^٢ ب _١	ب _١	
م _{ب٢} -----	أ _١ ^١ ب _٢ أ _٢ ^١ ب _٢	أ _١ ^٢ ب _٢ أ _٢ ^٢ ب _٢	ب _٢	
	↓ أ _١ ^١ أ _٢ ^١	↓ أ _١ ^٢ أ _٢ ^٢		

ويمكن توضيح كلا من نوعي المعلومات على النحو الآتي :

(١) التأثيرات الرئيسية للمتغيرات المستقلة :

يوضح الجدول (٥٦) المتوسطات المختلفة التي يمكن حسابها في التصميم العامل 2×2 . وفي الجدول يدل متوسط التأثير الرئيسي للمتغير (أ) أو م_أ على التأثير الكلي لهذا المتغير ويمثله الرمزان $أ_١^١$ $أ_٢^١$. ويسمى هذان المتوسطان أحيانا في بعض المؤلفات المتخففة في التصميم التجريبي بمتوسطات الأعمدة وهناك تسمية أكثر عمومية هي ببساطة متوسطات الهوامش أو الحدود ، ولعلك لاحظت أننا حسبنا هذين المتوسطين للمتغير (أ) كما هو واضح من الجدول بتجاهل تعنيف المقحوسين في كل من العمودين حسب المتغير (ب) وقد أوضحنا ذلك بالسهم الرأس في العمودين . وقد حدث نفس الشيء في حساب متوسط

التأثير الرئيسى للمتغير (ب) فقد حسبنا المتوسطين \bar{M}_1 ، \bar{M}_2 ،
بتجاهل تصنيف المفحوصين فى كل من السطرين حسب المتغير (أ) وقد
أوضحنا ذلك مرة أخرى بالسهم الأفقى فى السطرين (يسمى متوسط
التأثير الرئيسى للمتغير ب أحيانا متوسط السطور) .

ماذا حدث فى هذه الحالة ؟ لقد حسبنا متوسط جميع المفحوصين
فى المتغير أ سواء كانوا فى المعالجة \bar{A}_1 ، أو \bar{A}_2 متجاهلين
تصنيفهم فى المتغير الثانى (أ ب) . ان ما قمنا به فى هذه الحالة
مع المتغير (أ) أشبه بالتعامل مع تصميم عاملى ذى بعد واحد يعالج
المتغير المستقل (أ) فى مستويين هما \bar{A}_1 ، \bar{A}_2 . وقد فعلنا نفس
الشيء مع المتغير (ب) . وبهذا أصبح التصميم العاملى يعامل فى هذه
الحالة كما لو كان تجربتين منفصلتين من نوع التصميم العاملى
البسيط يعالج كل منها متغيرا مستقلا واحدا له مستويان .

والتأثير الرئيسى لكل من المتغيرين فى هذه الحالة هو الفرق
بين معالجتيهما أو مستوييهما . فالتأثير الرئيسى للمتغير الأول (أ)
هو ($\bar{M}_1 - \bar{M}_2$) وكذلك فالتأثير الرئيسى للمتغير الثانى (ب) هو
($\bar{M}_1 - \bar{M}_2$) . فإذا كان للمتغير (أ) مثلا أثر فى المتغير
التابع فإن ذلك سوف ينعكس فى قيمة ($\bar{M}_1 - \bar{M}_2$) وكذلك الشأن مع
المتغير المستقل (ب) .

(ب) التفاعل بين المتغيرات المستقلة :

يقال أن هناك تفاعلا بين متغيرين أو أكثر حين يؤثر كل منهما
فى الآخر وينشأ عن ذلك اعتماد أحدهما على الآخر، وفى التصميم التجريبي
يحدث هذا التفاعل حين يعتمد أحد المتغيرات المستقلة (وليكن فى
مثالنا المتغير أ) على مستوى المتغير الآخر (وليكن ب \bar{A}_1 أو ب \bar{A}_2) الذى
تتم معالجته معه . ومعنى ذلك أن التفاعل بين المتغيرات المستقلة

هو تأثيرها المشترك في المتغير التابع، وهو التأثير الذي لا يمكن التنبؤ به ببساطة من معرفة التأثير الرئيس لكل من المتغيرات المستقلة على حدة. وعلى ذلك فإن حدوث التفاعل يجب تحليله بمقارنة الفروق بين متوسطات الخانات في الجدول (٥٦) وليس بين التأثيرات الرئيسية وهي : ١٢٢٢ ب ١٢٢٢ ب ١٢٢٢ ب ١٢٢٢ ب ١٢٢٢ ب ١٢٢٢ ب ١٢٢٢ ب ١٢٢٢ ب

أسس تحليل التباين لتصميم عاملي ٢×٢ لمجموعات مستقلة :

يوضح الجدول رقم (٥٧) درجات المفحوصين في مقياس الاتجاه نحو التدخين كمتغير تابع في المجموعات الأربعة التي يتكون منها التصميم لإجراء التحليل التباين على هذه البيانات ولعلك لاحظت أننا حسبنا الانحراف المعياري لمتوسطات الخانات فقط لأن هذه الخانات تضم فقط المفحوصين الذين تلقوا نفس المعالجة .

جدول (٥٧) درجات المفحوصين في تصميم عاملي ٢×٢

		جاذبية الرسالة الإعلامية (أ)			
		غير جذابة (أ _٢)	جذابة (أ _١)		
رموز أخرى هامة		١١ و ١٢ ١٠٦ = ١٢٢ ٩	١٧٢ و ٢٠ ١٦٨ = ١٠١	١٢٢ ٢٠	١٧٢
العدد الكلي للمفحوصين (ن) = ٢٠	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧
عدد المفحوصين في المعالجة الواحدة (ن) = ٥		١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧
عدد المعالجات في المتغير (أ) أي (ك) = ٢		١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧
عدد المعالجات في المتغير (ب) أي (ك) = ٢		١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧
	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧	١٢٢٧ = ١٢٢٧

وإذا كان التعميم التجريبي البسيط لمتغير (بعد) واحد يتطلب حساب معدريين مستقلين للتباين هما أثر المتغير المستقل وأثر المتغيرات الدخيلة غير المطلوبة وأخطاء القياس (والتي تسمى تبائين الخطأ) إلا أننا في التعميم العامل لبعدين نعالج في الواقع متغيرين مستقلين ، وعلى ذلك فإن التباين الكلي لجميع الدرجات يعزى في هذه الحالة إلى أربعة مصادر هي :

- (١) أثر مستوى معين (معالجة) للمتغير المستقل الأول (أ) .
- (٢) أثر مستوى معين (معالجة) للمتغير المستقل الثاني (ب) .
- (٣) التفاعل بين المتغيرين المستقلين (أ × ب) ويدل على الأثر الخاص للربط بين المتغيرين معاً وفي وقت واحد .
- (٤) أثر الخطأ الناجم عن المتغيرات الدخيلة غير المضبوطة وأخطاء القياس (تبائين الخطأ) .

وكما حدث في تحليل التباين البسيط لنا في التعميم العامل في حاجة إلى مجموع مربعات المصادر الأربعة للتباين ثم حساب متوسط هذه المربعات (التباين) وتحديد قيمة (ف) لكل تأثير رئيسي وللتفاعل بين المتغيرين المستقلين ، أي أننا نحسب ثلاثة لاختبار (ف) . وأخيراً نحصل على دلالة كل (ف) بمقارنتها ب (ف) الجدولية اعتمداً على درجات الحرية المناسبة لكل مصدر من مصادر التباين الثلاثة موضع الاهتمام .

وبافتراض أن درجة المفحوص في التعميم العامل ذي البعدين للمجموعات المستقلة تتأثر بمصادر التباين الأربعة يمكن تمثيل درجة المفحوص بالبداً من مستوى أساسي معين يضاف إليه آثار المتغير المستقل (أ) والمتغير المستقل (ب) والتفاعل بين المتغيرين المستقلين (أ × ب) وبالطبع خطأ القياس . وعلى ذلك فإن معادلة درجة المفحوص الواحد تكون كما يلي :

درجة المفحوص = المتوسط العام + أثر المتغير أ + أثر المتغير ب +
أثر التفاعل أ × ب + الخطأ .

وبلغة الرموز تمبح كما يلي :

$$\left[(m - \frac{1}{2}m) - (m - \frac{1}{2}m) - (m - \frac{1}{2}m) \right] + (m - \frac{1}{2}m) + (m - \frac{1}{2}m) + m = 3m$$

ومن هذه المعادلة يمكن أن نستنتج أن المتوسط العام هو مستوى الأساس لدرجة المفحوص . وعلى ذلك إذا لم يوجد أى اختلاف منتظم فى التجربة كلها فإن المتوسط العام حينئذ سوف يتطابق مع هذه الدرجة النموذجية " .

ويعبر عن أثر المعالجة بانحراف متوسط مستوى المتغير المستقل (المعالجة) الذى يتلقاه المفحوص عن المتوسط العام . وبالتالى فان أثر المتغير (أ) يكون فى صورة (م أ - م) . وبالنسبة للمتغير (ب) يكون أثره (م ب - م) . أما عن تفاعل المتغيرين فيتم التعبير عنه فى صورة أكثر تعقيدا إلا أنه على وجه العموم يمثّل الانحراف الباقي لمتوسط الخانة عن المتوسط العام بعد حذف التأثيرات الرئيسية . والذى تمثله القيمة الآتية فى المعادلة السابقة :

$$(m - \underline{m}) - (m - \underline{m}) - (m - \underline{m}) = 3 \times 1$$

حیث :

(م - م) = انحراف متوسط الخانة عن المتوسط العام .

(م - م) = التأثير الرئيس للمتغير ١ .

(م - م) = التأثير الرئيسي للمتغير ب .

وباختصار المقدار السابق جبريا نحمل على الصيغة الآتية :

$$f + g - h - i = 7 \times 1$$

أما الخطأ والذي يمثل المقدار (سم - م.م) في المعادلة الأساسية فيعكس انحراف درجة المفحوص عن متوسط شرط المعالجة . وهو في جوهره مابقى في درجة المفحوص بعد أن وضعنا في الاعتبار التأثيرين الرئيسيين للمتغيرين المستقلين وتفاعلهما . وشأنه هنا شأن الخطأ في تحليل التباين البسيط ذي البعد الواحد حيث يدل على خصوصية درجة المفحوص بين مجموعة من المفحوصين تلقوا جميعا نفس المعالجة . ويمكن تبسيط المعادلة الأساسية لتصبح كما يلي :

$$(\text{م} - \text{م} - \text{م}) + (\text{م} + \text{م} - \text{م} - \text{م}) + (\text{م} - \text{م}) + (\text{م} - \text{م}) + \text{م} = \text{م}$$

وينقل المقدار (م) في الطرف الأيمن من المعادلة تصبح المعادلة على النحو الآتي (كما حدث في معادلة تحليل التباين البسيط ذي البعد الواحد مع اختلافات تناسب التصميم العامل) .

$$(m - s) + (m + m - 1m - 1m) + (m - m) + (m - 1m) = (m - s)$$

وباستخدام الرمز (ح) للدلالة على انحراف درجة المفحوص عن متوسط مجموعة المعالجة التي ينتمى اليها و (ق) للدلالة على الفرق بين متوسط المتغير المستقل والمتغير العام تصبح المعادلة السابقة كما يلي :

$$ح + (ب \times ا) + ق_ب + ق_ا = (م - س)$$

وبتوزيع هذه القيم ثم الحصول على مجموع كل منها تصبح معادلة مجموع المربعات كما يلي :

$${}^2\text{مج}(\text{م} - \text{س}) = {}^2\text{مجق} + {}^2\text{مجقب} + {}^2\text{ح} \times {}^2(\text{ب} \times \text{ا})$$

وهي الرموز التي سوف نستخدمها في تحليل التباين لمبيانات
المثال السابق .

خطوات تحليل التباين لتعميم عاملي 2×2 لمجموعات مستقلة :

(١) حساب مكونات الدرجات الفردية للمفحوصين :

يوضح الجدول رقم (٥٨) مكونات الدرجة الفردية للمفحوصين باستخدام الدرجات الخام والاحصاءات الوصفية للمتوسطات السواء في الجدول رقم (٥٧) . ولتوضيح كيف جعلنا على القيم الواردة في الجدول التالي نعطي مثالا لحساب مكونات درجة المفحوص (أ)
 $(12 - 12.6) = (12.6 - 12.9) + (12.6 - 12.7) + (12.6 - 12.8) - 12.9$
 $(12.7 + 12.6) + (12 - 12.8)$. عليك أن تستخرج معاني هذه القيم من الجدول رقم (٥٨) .

جدول (٥٨) تحليل التباين لتعميم عامل 2×2 لمجموعات مستقلة

[illegible]

ويوضح الجدول رقم (٥٩) ملخص تحليل التباين لهذا التصميم .

جدول (٥٩) ملخص تحليل التباين لتصميم عاملي 2×2 لمجموعات مستقلة

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف
التأثير الرئيسي لجاذبية الاعلام (أ)	٣٣٨٠	١	٣٣٨٠	٧١٢ *
التأثير الرئيسي لمحتوى الاعلام (ب)	٢٤٢٠	١	٢٤٢٠	٥٠٩ *
تفاعل أ × ب	٦٤٨٠	١	٦٤٨٠	١٣٦٤ *
الخطأ	٧٦٠٠	١٦	٤٧٥	
المجموع الكلي	١٩٨٩٠	١٩		

والسؤال الآن : كيف حسبت (ف) لمصادر التباين الثلاثة ؟

لعلك لاحظت أننا حسبنا قيمة واحدة لاختبار (ف) في تحليل التباين البسيط لبعده واحد سواء أكان لمجموعات مستقلة أم لمجموعات مرتبطة، ولكننا هنا حسبنا ثلاث قيم لاختبار (ف) بسبب وجود ثلاثة مصادر محتملة للتباين المنتظم، وكل منهما مقامه في معادلة (ف) هو تباين الخطأ، أما البسط فهو في حالة تباين التأثير الرئيسي هو تباين كل من المتغيرين المستقلين أ ، ب ، وتباين التفاعل في حالة تفاعل المتغيرين المستقلين . فإذا كان المتغير المستقل المؤثر في التباين في بسط اختبار (ف) ليس له هذا التأثير فان (ف) في هذه الحالة يجب أن تساوى الواحد الصحيح أو أقل لأنه إما أن يتساوى تباين التأثير الرئيسي مع تباين الخطأ أو يكون أقل منه ، وحينئذ يكون كل من معدري التباين (في البسط والمقام) ليسا إلا انعكاسا لتباين الخطأ في التجربة . أما إذا كان للمتغير المستقل له بعض الأثر في المتغير التابع فان تباين تأثيره الرئيسي لابد أن يكون أكبر من تباين الخطأ وتكون النسبة الفائضية

(ف) في هذه الحالة أكبر من الواحد الصحيح . وهذا المنطق في استخدام
(ف) يتطابق بالطبع مع منطق استخدامها في حالة تحليل التباين
البسيط . وعلى ذلك فإن (ف) لكل معدر من مصادر التباين الثلاثة
حسبت كما يلي :

(١) اختبار (ف) للتأثير الرئيس للمتغير المستقل الأول (أ) وهو
جاذبية الحملة الاعلامية في المتغير التابع (الاتجاه نحو التدخين)

$$F = \frac{\text{تباين التأثير الرئيس للمتغير (أ)}}{\text{تباين الخطأ}}$$

(٢) اختبار (ف) للتأثير الرئيس للمتغير المستقل (ب) وهو محتوى
الحملة الاعلامية .

$$F = \frac{\text{تباين التأثير الرئيس للمتغير (ب)}}{\text{تباين الخطأ}}$$

(٣) اختبار (ف) لتفاعل المتغيرين المستقلين (أ x ب) .

$$F = \frac{\text{تباين (أ x ب)}}{\text{تباين الخطأ}}$$

ولعلك لاحظت أن (ف) في الحالات الثلاثة دالة وبالتالي تم رفض
الفروض العكسية الثلاثة ، وحينئذ لابد للباحث أن يجرى مقارنات ثنائية
بعدية بين المتوسطات . وفي النموذج الحالي ٢x٢ يمكن للباحث أن
يستنتج مباشرة من الفروق بين كل معالجتين للمتغير المستقل اتجاه الفروق
بين المتوسطين لأن (ف) في هذه الحالة (حالة معالجتين أو مجموعتين)
تتطابق تماماً مع (ت) . ولهذا إذا رجعنا إلى الجدول رقم (٥٧) نجد
أن متوسطي أ_١ ، أ_٢ هما ١٢٩ ، ١١٢ على التوالي وحينئذ يستنتج
الباحث مباشرة أن الفرق بين المتوسطين لصالح أ_١ أي لصالح الحملة
الاعلامية الجاذبة (مع ضرورة تذكر أن الفروق بين هذه المعالجات
التي أن الارتفاع في نسبة المتغير التابع وهو الاتجاه نحو التدخين)

يعنى زيادة الرفض ونقص القبول) . وبالمثل عندما نتأمل متوسطي \bar{y}_1 ، \bar{y}_2 نجدهما ١٢.٧ ، ١١.١ وحينئذ يستنتج الباحث مباشرة أيضا أن الفرق بين المتوسطين لصالح \bar{y}_1 أى محتوى الحقائق للحملنة الاعلامية .

ويبقى التفاعل بين المتغيرين . ان رفض الفرض المفرد فى هذه الحالة والحمول على تفاعل دال يعنى أن التأثيرات الرئيسية للمتغيرات المستقلة لاتعطينا فى ذاتها تفسيراً كافياً للتأثير ، فلا بد للباحث من أن يجرى مقارنات ثنائية بين الخانات التى تؤلف جدول التفاعل لمعرفة الموضع الصحيح للفرق الدالة بين المجموعات الأربع فى مثالنا . وحينئذ يكون عليه استخدام إحدى الطرق التى تملح لاختيار دلالة الفرق بين متوسطين (ومنها اختبارات) والتى سوف نتناولها فى الفصل التالى ، وذلك لأجراء جميع المقارنات المحتملة بين كل ثنائية وأخرى ، ولعلك تعلم الآن ماذا ذكرنا فى مطلع هذا الفصل أن عدد هذه المقارنات لأربع مجموعات ناتجة عن التصميم العامل 2×2 هو ٦ مقارنات هى على النحو الآتى :

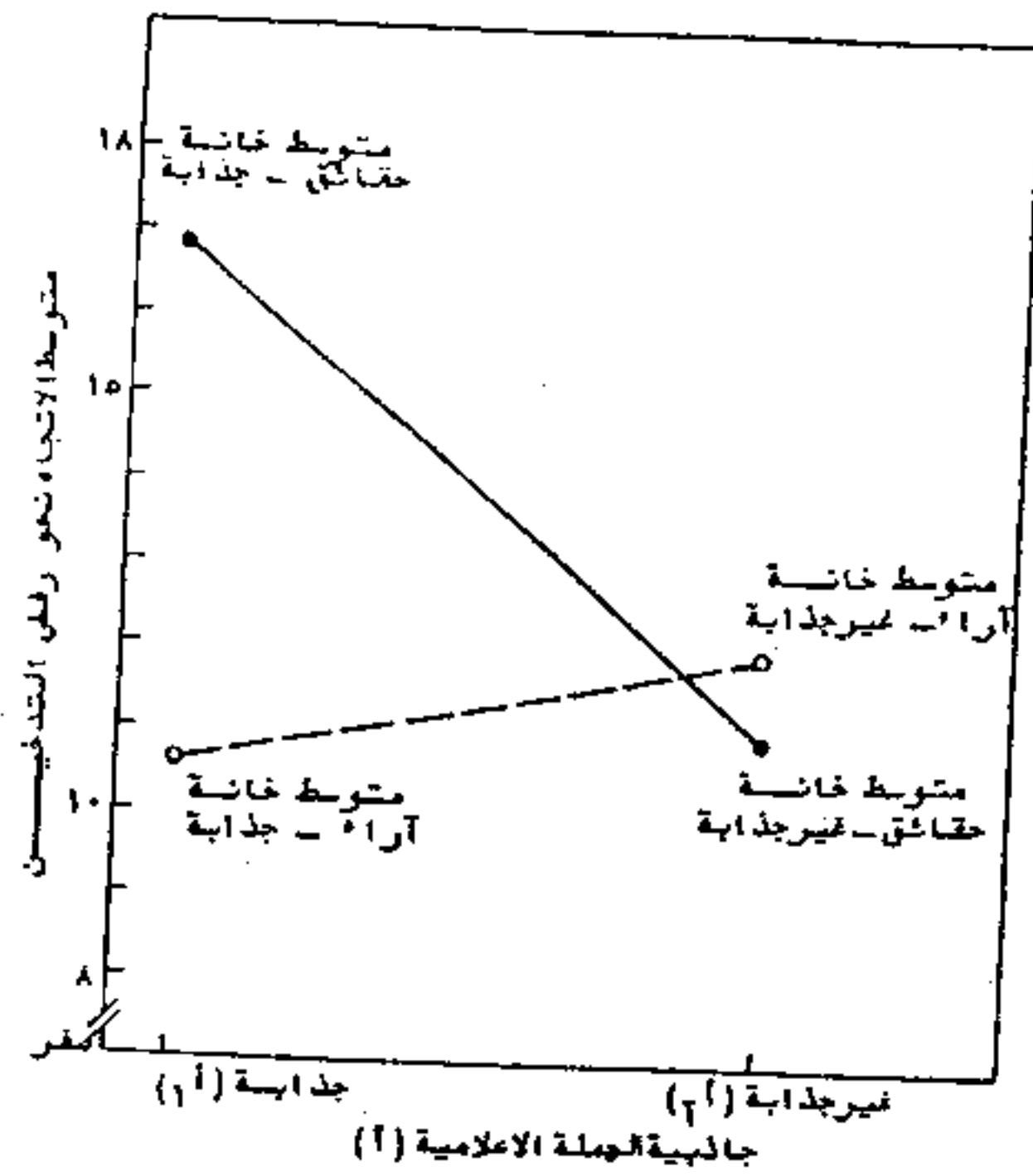
- (١) \bar{y}_{11} ، \bar{y}_{12} (٢) \bar{y}_{11} ، \bar{y}_{21} (٣) \bar{y}_{11} ، \bar{y}_{22}
 (٤) \bar{y}_{21} ، \bar{y}_{22} (٥) \bar{y}_{12} ، \bar{y}_{22}
 (٦) \bar{y}_{11} ، \bar{y}_{21}

التمثيل البياني لمتوسطات المعالجات فى التصميم العاملى :

يلاحظ القارى لمعظم البحوث المنشورة التى تستخدم التصميم العاملى أن متوسطات الخانات (المعالجات) تعرض فى صورة بيانية وليس فى جدول كما فعلنا فى الجدول رقم (٥٩) والهدف من ذلك بالطبع إعطاء القارى صورة أكثر وضوحاً لأى تفاعل بين المتغيرات المستقلة ان حدث . إلا أن ذلك قد يتطلب من القارى بعض الجهد لتحديد تأثيرات الرئيسية من منحنى قراءة الرسم البياني ولأنه فى هذه الحالة

الاستراتيجية الشائعة في النشر العلمي ، وحيداً - في رأينا - لو
أورد الباحث قيمه العددية للمتوسطات ثم يزيد العلاقات بينها وضوحاً
بالرسم البياني . ولتسهيل مهمة قراءة الرسم البياني لأدراك معنى
التفاعل بين المتغيرات المستقلة في التصميم العامل نعرض فيما يلي
مناقشة موجزة لذلك .

يوضح الشكل رقم (٤٣) متوسطات الخانات الأربعة لمثالنا السابق
ومنه يتضح أن أحد المتغيرين المستقلين فقط يكون موضعه دائماً في
المحور الأفقي .



الشكل (٤٣) متوسط اتجاه رفض التدخين كدالة لمحتوى الحملة
الإعلامية (حقائقية في مقابل خلايفية) وجاذبية هذه الحملة
(جاذبية في مقابل غير جاذبية)

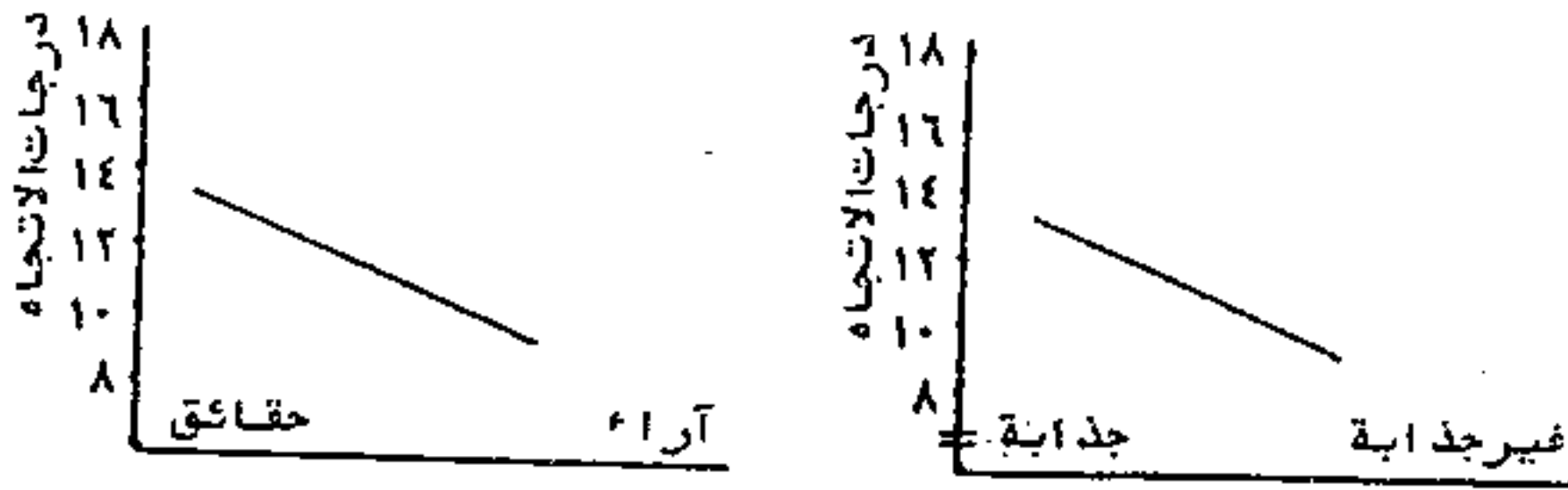
وقد اخترنا المتغير المستقل (أ) أى جاذبية الحملة الاعلامية بمستوييه لهذا الغرض ، أما مقياس المتغير التابع فموضعه دائماً في المحور الرأسى (وهو فى مثالنا عدد استجابات رفض التدخين كمقياس للاتجاه) . والسؤال لماذا اخترنا المتغير المستقل (أ) ؟ ان القاعدة الشائعة الاستعمال هنا هى اختيار المتغير المستقل الأقرب فى طبيعته الى الكم أو الأقرب فى طبيعته الى أن يمثل متصلاً له طرفان . وفى مثالنا فان درجة جاذبية الحملة الاعلامية أقرب الى الطبيعة الكمية من نوع محتوى هذه الحملة . أما المتغير الثانى (ب) وهو نوع الحملة الاعلامية فتمثله الدالتان داخل الشكل نفسه . فكل من الخطيين المستقيمين داخل الشكل يمثل مستوى من مستويات هذا المتغير المستقل (ب) .

وفى هذا الرسم البيانى لا توجد الا قيم متوسطات الخانات فحسب ، أما متوسطات التأثيرات الرئيسية فليس لها موضع مباشر فيه ، ولهذا يعانى القارئ من صعوبة معرفة هذه القيم اذا لم يورد الباحث هذه المتوسطات بالفعل فى تقريره .

ان القارئ فى هذه الحالة عليه أن يعزل متوسطات الخانات المتضمنة فى أحد مستويات أحد المتغيرين المستقلين والربط بينهما وحساب متوسطها ، ثم استخدام نفس الاجراء مع المتغير المستقل الآخر . وما يفعله القارئ هنا أقرب الى " الجواز الادراكى " على حد تعبير (Kiess & Bloomquist, 1985)* وهو بهذا المعنى يحمل من المشقة قدر ما يتضمنه من المخاطرة . فلماذا لا يوفر الباحث على القارئ هذا العبء الاضافى ؟!

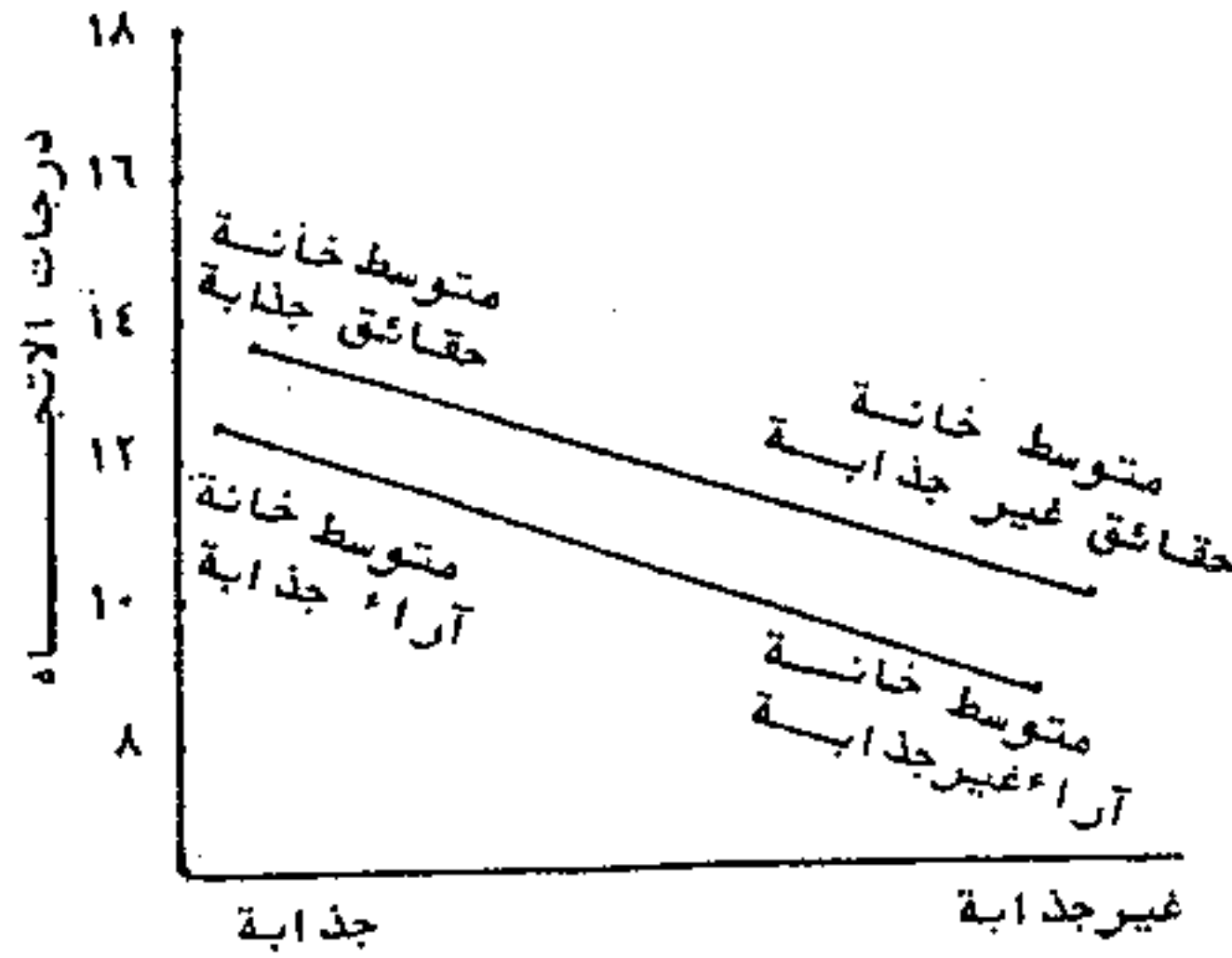
* يقترح هذان المؤلفان طريقة لحساب متوسطات التأثيرات الرئيسية من رسم التفاعل اقترحها عليهما أحد تلاميذهما L.J. Mac Arther يسميانها (Squashing & Sliding) لايتمتع المقام لتناولها، وحيداً لو أعفى الباحث القارئ من مثل هذا العناء .

ولكى نوضح أهمية الرسم البياني للتفاعل في التصميم العاملى نفرض أن الباحث السابق أجرى تجربتين منفصلتين لكل متغير مستقل على حدة وحصل على نفس المتوسطات السابقة لكل من مستويي كل منهما .
 اننا فى هذه الحالة نستطيع التعبير عن الرسم البياني الدال على متوسط تأثير كل منهما على النحو المبين فى الشكلين رقم (٤٤) ، (٤٥) .



الشكل (٤٤) تأثير المتغير المستقل (أ) جاذبية الحملة الاعلامية
 الشكل (٤٥) تأثير المتغير المستقل (ب) محتوى الحملة الاعلامية

ومن هذين الشكلين يتضح لنا أن متوسط اتجاه رفض التدخين كان أعلى فى حالة الحملة الاعلامية الجاذبة عنه فى حالة الحملة الاعلامية غير الجاذبة (الشكل ٤٤) . وأن متوسط هذا الاتجاه كان أعلى أيضا فى حالة الحملة الاعلامية المعتمدة على الحقائق عنه فى حالة الحملة الاعلامية المعتمدة على الآراء (الشكل ٤٥) . الا أن هذه النتائج قد تكون مضللة ، وقد أصبح لها معنى أكبر بالفعل حين أجرى الباحث تجربة واحدة ذات تصميم عاملى ٢x٢ من النوع الذى عرضناه والذى يتضمن متغيرين مستقلين متآنيين . وحينئذ اذا كان لكل من المتغيريين المستقلين أثره الفريد الذى يخضع فقط دون أن يرتبط بالمتغير المستقل الآخر فان النتائج حينئذ يجب أن تكون فى صورة خطين متوازيين على النحو الموضح فى الشكل رقم (٤٦) .



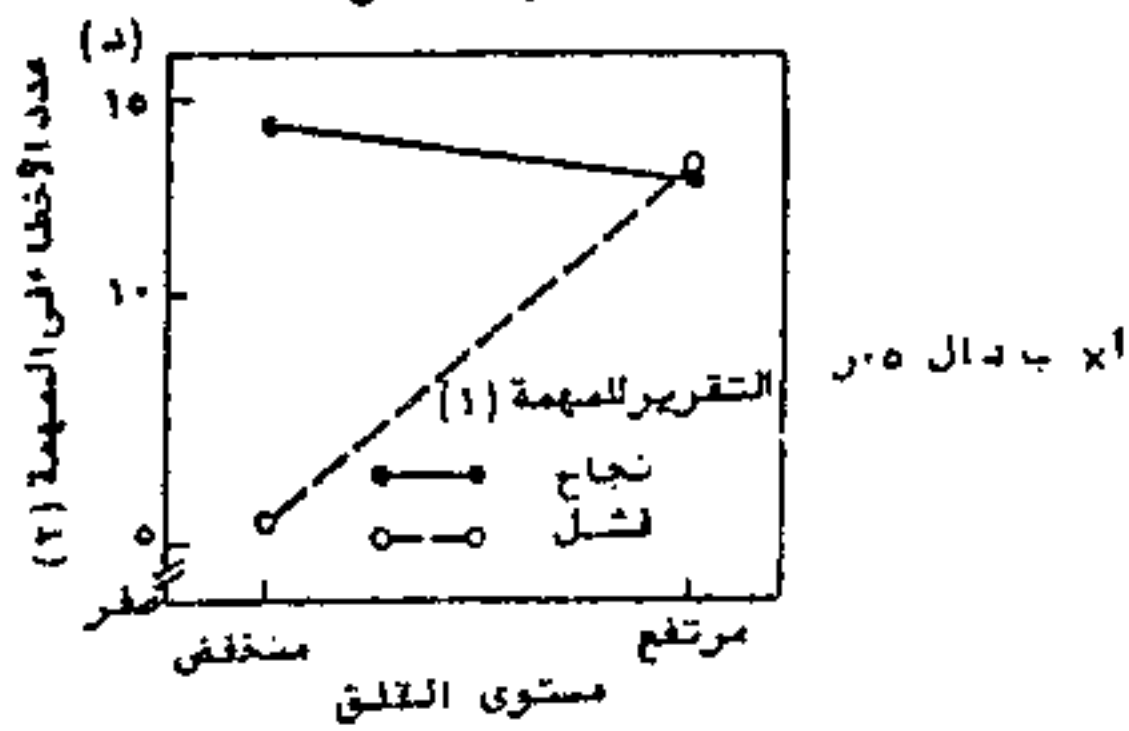
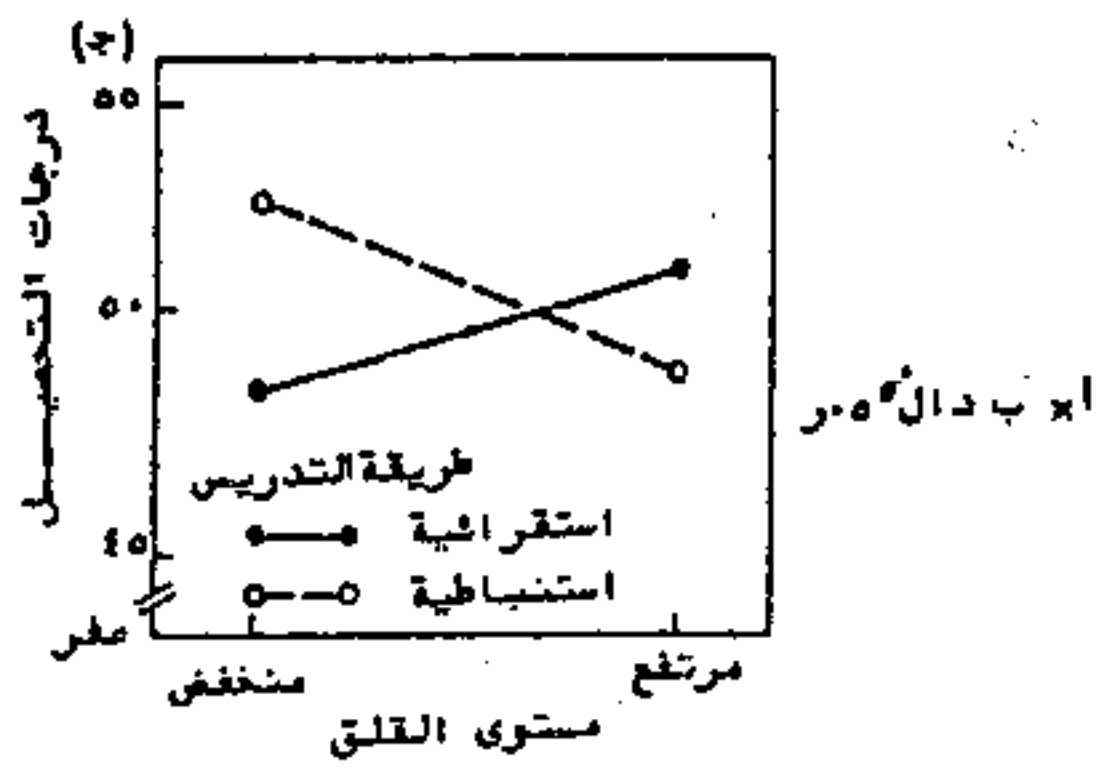
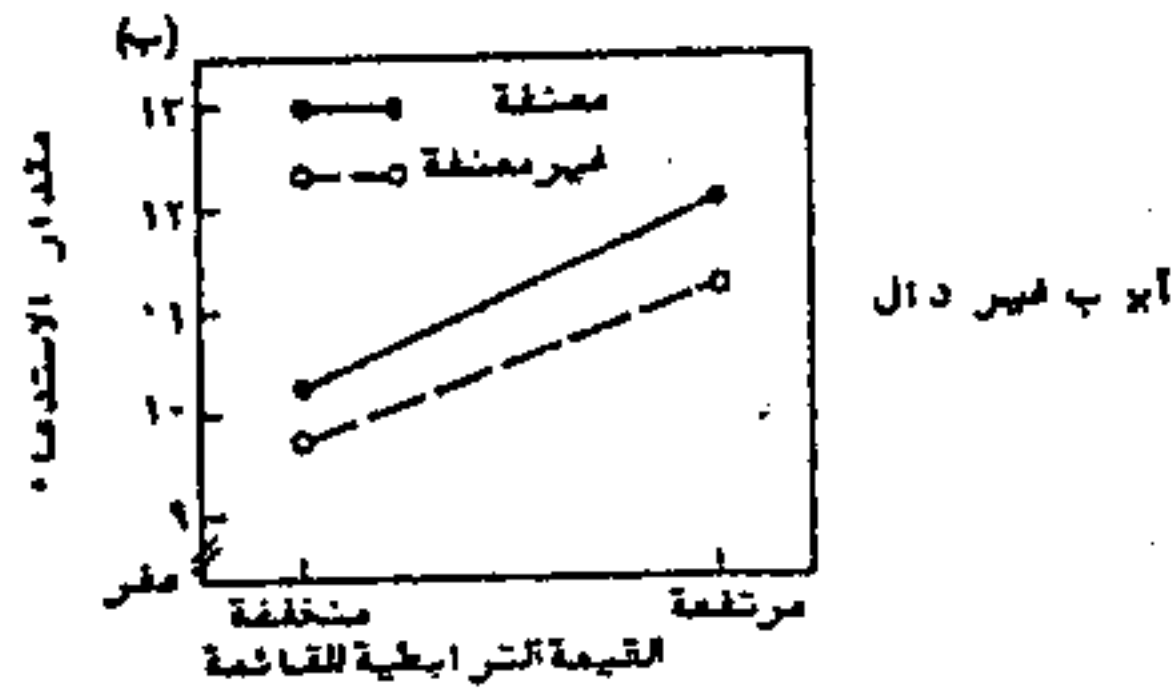
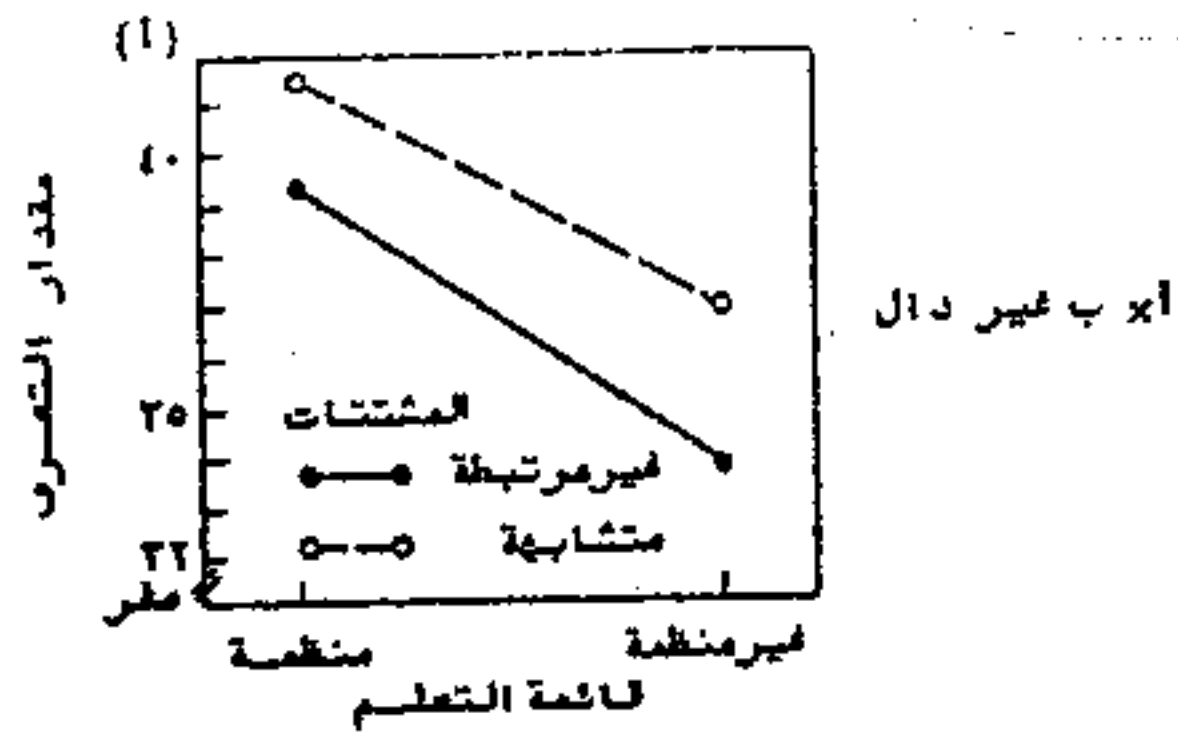
الشكل (٤٦) متغيرات مستقلان غير متفاعليين

وهذه هي الحالة التي يكون فيها أثر التفاعل بين $A \times B$ غير دال ، ومعنى ذلك حينئذ عدم وجود علاقة بين التأثيرات الرئيسية للمتغيرات المستقلة ويمكن التعامل معها بالفعل على أنها مستقلة بعضها عن بعض أيضا (ولعلك لاحظت أن التفاعل شبه في معناه بالارتباط إلا أن الفرق بينهما أن التفاعل يتناول العلاقة بين المتغيرات المستقلة بينما الارتباط يتناول العلاقة بين المتغيرات التابعة) .

إلا أن ما وجدته باحثنا في مثالنا الحالي هو أن تفاعل $A \times B$ دال ولهذا حينما رسمنا بيانيا هذه النتيجة حصلنا على خطوط متقاطعة (الشكل ٤٣) ، ولعلنا نشير هنا إلا أن جهود الباحث على نتائج تتخذ أي صورة تختلف عن الخطتين المتوازيتين عند رسم التفاعل فإن ذلك يتضمن وجود علاقة ما بين التأثيرين الرئيسيين للمتغيرين المستقلين إلا أن التفاعل (العلاقة) لكي يكون دالا لابد من أن يتقاطع الخطان عند نقطة ما . ومعنى ذلك حينئذ أن درجة المتغير التابع (الاتجاه نحو رفض التدخين في مثالنا) تعتمد على مستوى كل من المتغيرين المستقلين ، وفي المثال الحالي يمكن أن نستنتج (بعد اختبار دلالة الفروق بين متوسطات الخانات

باستخدام أى طريقة احصائية للمقارنات الشنائية البعدية (أن اتسام الحملة الاعلامية ضد التدخين بالاعتماد على الحقائق التى تعرض عرضاً جذاباً يكون أكثر فعالية من غيرها . كما يمكن تفسير النتيجة أيضاً بطريقة أخرى . فنقول أنه حين تعتمد الحملة الاعلامية على الحقائق فان جاذبية العرض يجعلها أكثر فعالية فى الاتجاه السالب نحوالتدخين من الطريقة غير الجذابة فى العرض . أما حين تكون الحملة الاعلامية معتمدة على الآراء فانها حتى لو كانت غير جذابة ————— قد يكون لها بعض الأثر فى المتغير التابع (اتجاه الرفض للتدخين) . وفى هذه الحالة نقول ان هناك تفاعل بين المتغيرين ، أى أن تأثير أحدهما يتحدد بمستويات المتغير الآخر . وبالطبع حين يحمل الباحث على تفاعل دال فانه لايناقش التأثير الرئيسى لكل متغير مستقل على حدة وبطريقة منفصلة . فهذه المناقشة تصبح فى هذه الحالة لامعنى لها كما قلنا (وهو خطأ شائع فى معظم البحوث المنشورة حيث يناقش الباحثون هذه التأثيرات الرئيسية على الرغم من حملهم على نتائج تفاعل دال) . ومرة أخرى نقول ان التفاعل يدل على أن التأثير الرئيسى لأحد المتغيرين يعتمد على مستويات المتغير الآخر وحينئذ يصبح الأكثر جدوى والأعمق معنى مناقشة التأثيرات الرئيسية فى تفاعلها معاً . وهو الذى يعطى قيمة لاستخدام التعميم العاملى ، والا فلماذا لجأنا اليه ، ولم نستخدم تجارب مستقلة لدراسة أثر كل متغير مستقل على حدة ؟!

وتبين الرسوم الموضحة فى الشكل رقم (٤٧) أمثلة عديدة لرسوم مختلفة للتفاعل بين متغيرين مستقلين ، لعله تفيدك فى قراءة التقارير العلمية المنشورة من البحوث التجريبية التى يجريها الباحثون فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية (عن Kiess & Bloomquist, 1985) .



الشكل (٤٧) أمثله لرسوم مختلفة للتفاعل بين متغيرين مستقلين

رابعاً: التعميم العاملي ذو البعدين لأكثر من مستويين لكل من المتغيرين المستقلين أو أحدهما باستخدام المجموعات المستقلة :

يمكن بالطبع اللجوء الى تعميمات عاملية ذات بعدين لأكثر من مستويين لكل من المتغيرين المستقلين المستخدمين في البحث ، فقد يكون التعميم العاملي من نوع 3×3 (أي ثلاثة مستويات للمتغير المستقل الأول وثلاثة مستويات أيضاً للمتغير المستقل الثاني) أو 2×5 أو 3×4 الخ حسب عدد مستويات المتغير المستقل في كل حالة والذي يحدد أيضاً عدد المعالجات لهذا المتغير المستقل .

ولاتختلف خطوات اجراء تحليل التباين في هذه الحالة عن تلك التي استخدمناها للتعميم العاملي 2×2 فيما عدا زيادة عدد المعالجات لكل متغير مستقل والزيادة المعالجة لذلك في عدد خانات التعميم . كما أن مصادر التباين وطرق حساب (ف) هي نفسها أيضاً في هذه الحالات .

تدريب : استخدم أحد الباحثين التعميم العاملي 3×4 لدراسة أثر متغيرين مستقلين هما نظام عرض المعلومات لمهام التعلم (أ) وطبيعة المادة الدراسية (ب) . وكانت مستويات المتغير الأول (أ) ثلاثة هي البرمجة الخلوية والبرمجة المتفرعة والنص المعتاد ، أما مستويات المتغير الثاني (ب) فكانت أربعة هي : اللغة العربية والعلوم والرياضيات والدراسات الاجتماعية . وقيس المتغير التابع بعدد المفاهيم التي يمكن للطالب استدعاؤه مباشرة عقب كل معالجة .

ويوضح الجدول (٦٠) نتائج هذا القياس .

جدول (٦٠) درجات المفحوصين في المتغير التابع في تجربة معتمدة على التصميم العامل 4×2

طبيعة المادة الدراسية (ب)					
ب ٤ الدراسات الاجتماعية	ب ٣ الرياضيات	ب ٢ العلوم	ب ١ اللغة العربية	نظام عرض المعلومات (١)	أ البرمجة الخطية
٨ ٩ ٩ ٦ ٨	٨ ٧ ٥ ٦ ٩	٥ ٨ ٢ ٣ ٧	٦ ٦ ٢ ٤ ٢		
٧ ٧ ٤ ٨ ٤	٤ ٩ ٥ ٤ ٨	٣ ٦ ٨ ٦ ٢	٢ ٤ ٣ ١ ٥		
٩ ٦ ٨ ٥ ٨ ٧	٨ ٦ ٤ ٤ ٤ ٣	٢ ٣ ٣ ١ ١	٤ ٢ ١ ٢ ١ ٢		

والمطلوب اجراء تحليل التباين على بيانات الجدول السابق *

* ملخص تحليل التباين لهذا التدريب يجب أن يكون كالاتي :

معدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
طبيعة المادة الدراسية (أ)	١٥٠	٣	٥٠	١٥
نظام عرض المعلومات (ب)	٤٠	٢	٢٠	٥
تفاعل ١ x ب	٢٠	٦	٣٣٣	
الخط	١٦٤	٤٨	٣٤٢	
المجموع الكلي	٣٧٤	٥٩		

خامساً: التعميم العاملى ذو البعدين للقياسات المتكررة (المجموعات المرتبطة) :

إذا كان التعميم العاملى لبعدين باستخدام المجموعات المستقلة هو ببساطة امتداد منطقى للتعميم البسيط ذى البعد الواحد (بين المفحوصين) ، فإننا نستطيع أن نقول أيضا أن التعميم البسيط ذى البعد الواحد (داخل المفحوصين أى للمجموعات المرتبطة) يمكن توسيع نطاقه أيضا الى تعميم عاملى لبعدين باستخدام المجموعات المرتبطة (أو القياسات المتكررة) حيث يتعرض نفس المفحوص لجميع المعالجات .

وأبسط تعميم عاملى للقياسات المتكررة هو مرة أخرى تعميم 2×2 (والذى يمكن توسيع نطاقه كما فعلنا مع التعميم العاملى للمجموعات المستقلة الى عدد من مستويات المتغيرين المستقلين) .

مثال : قام أحد الباحثين بإجراء تجربة على ١٠ مفحوصين باستخدام تعميم عاملى 2×2 للقياسات المتكررة . هما مهمة معبئة (أ) ومهمة سهلة (أ) . أما المتغير المستقل الآخر فهو درجة ملائمة البيئة من حيث مستوى الفوضىء المحيطة بموقف الأداء (ب) وله مستويان أيضا هما ضجيج (ب) وهدوء (ب) . وكان الهدف من البحث معرفة أثر هذين المتغيرين فى حل المشكلات الرياضية (كمتغير تابع) . وقد قام الباحث بتعريف جميع المفحوصين لجميع المعالجات الأربعة باستخدام طريقة التوازن المتعادل* التى أشرنا إليها فيما سبق . ويوضح الجدول رقم (٦١) الدرجات التى حصل عليها المفحوصون العشرة فى مور متكافئة من اختبار حل المشكلات الرياضية فى المعالجات الأربعة .

* من المعروف أنه لتحقيق التوازن المتعادل الكامل فى التعميم العاملى 2×2 يحتاج البحث الى ٢٤ مفحوصا على الأقل ، ولذلك فـإن التوازن المتعادل المفترض فى هذا المثال هو من النوع الجزئى .

جدول (٦١) نتائج تصميم عاملي ٢x٢ باستخدام القياسات المتكررة (ن = ١٠)

	معوبة المهمة (أ)		
	مهمة معببة (أ)	مهمة سهلة (أ)	
ضجيج (ب)	أ ٧٨	أ ٧٩	مج ب _١ = ١٥٩٢
	ب ٨١	ب ٧٩	
	ج ٨٦	ج ٨٤	
	د ٧٦	د ٧٦	
	هـ ٨٢	هـ ٨٤	
	و ٧٧	و ٧٨	
	ز ٨١	ز ٨٠	
	ح ٨٢	ح ٨٢	
	ط ٧٤	ط ٧٢	
	ي ٧٩	ي ٨٠	
مستوى الضوضاء (ب)	أ ٨١	أ ٨٢	مج ب _٢ = ١٦١٨
	ب ٨٢	ب ٨١	
	ج ٨٩	ج ٨٥	
	د ٧٧	د ٧٨	
	هـ ٨٥	هـ ٨٥	
	و ٧٦	و ٨٠	
	ز ٨١	ز ٨٢	
هدوء (ب)	ح ٨٤	ح ٨٥	مج ب _٢ = ٨١١
	ط ٧٣	ط ٧٤	
	ي ٧٩	ي ٧٩	
	مج أ _١ = ٨٠٧	مج أ _٢ = ٨١١	
	و ٧٦	و ٨٠	
	ز ٨١	ز ٨٢	
	ح ٨٤	ح ٨٥	
ن = ١٠	مج أ _١ = ١٦٠٤	مج أ _٢ = ١٦٠٦	المجموع الكلي = ٢٢١٠

والسؤال الآن : ماهي مصادر التباين في هذه الحالة ؟ لعلمك
تذكر أنه في تحليل التباين لتمميم عاملين لبعدين في مجموعات مستقلة
يتم تقسيم التباين الكلي الى أربعة مصادر هي :

- (١) التباين في المتغير المستقل الأول (أ) ويعبر عن تأثيره الرئيسي.
- (٢) التباين في المتغير المستقل الثاني (ب) ويعبر عن تأثيره الرئيسي.
- (٣) تباين التفاعل بين المتغيرين المستقلين أ x ب .
- (٤) تباين الخطأ .

ومن هذه المصادر يتم حساب ثلاث قيم للنسبة الفائية (ف) لكل من
المصادر الثلاثة الأولى .

ويتشابه تحليل التباين للتمميم العاملين لبعدين في مجموعات
مرتبطة أو قياسات متكررة مع التتمميم السابق في أنه يتطلب حساب
ثلاث قيم للنسبة الفائية (ف) أيضا لنفس المصادر للتباين (التأثير
الرئيسي للمتغير أ ، والتأثير الرئيسي للمتغير ب ، والتفاعل أ x ب) ،
الا أن الفرق بينهما أن تحليل التباين للقياسات المتكررة في بعدين
يتطلب تقسيم التباين الكلي الى ٧ مصادر بعضها يتشابه مع المصادر
السابقة وبعضها الآخر جديد تماما . وبالطبع فاننا نحمل على التباين
من مجموع المربعات ، وعلى ذلك فان لدينا ٧ أنواع من مجموع المربعات
هي :

- (١) مجموع المربعات بين المفحوصين (ج) .
- (٢) مجموع مربعات التأثير الرئيسي للمتغير المستقل الأول (أ) .
- (٣) مجموع مربعات التأثير الرئيسي للمتغير المستقل الثاني (ب) .
- (٤) مجموع مربعات التفاعل بين المتغيرين المستقلين (أ x ب) .
- (٥) مجموع مربعات التفاعل بين المتغير المستقل الأول والمفحوصين (أ x ج) .
- (٦) مجموع مربعات التفاعل بين المتغير المستقل الثاني والمفحوصين (ب x ج) .

- (٧) مجموع مربعات التفاعل بين المتغير (أ) والمتغير (ب) والمفحوصين (أ × ب × ح) .

ولتسهيل إجراء تحليل التباين لمثالنا السابق نستخدم فيما يلي طريقة الدرجات الخام مباشرة (يمكن بالطبع استخدام طريقة الانحرافات والفروق التي استخدمناها في الأمثلة السابقة للتصميم العامل ويمكنك أن تجرب ذلك من باب التدريب) باستخدام الخطوات التالية :

- (١) الحصول على مجموع مربعات الدرجات
- $$258172 = 000 + 282 + 000 + 281 + 000 + 279 + 000 + 278 =$$
- (٢) الحصول على مربع مجاميع الدرجات في المعالجات الأربعة (الخانات) وقسمته على عدد الأفراد
- $$257620.4 = 10 \div (2811 + 2807 + 2795 + 2797) =$$
- (٣) الحصول على مربع مجاميع الدرجات للمتغير المستقل الأول (أ) في مستوييه (أ_١ ، أ_٢) وقسمته على عدد الملاحظات فيهما (١٠ × ٢)
- $$257602.2 = 20 \div (2166 + 2164) =$$
- (٤) الحصول على مربع مجاميع الدرجات للمتغير المستقل الثاني (ب) في مستوييه (ب_١ ، ب_٢) وقسمته على عدد الملاحظات فيها (١٠ × ٢)
- $$257619.4 = 20 \div (21618 + 21592) =$$

وللتقدم في خطوات تحليل التباين نحتاج إلى الحصول على مجموع درجتى المفحوص الواحد في كل مستوى من مستويي كل منغير من المتغيرين المستقلين (أى في كل معالجة من المعالجات الأربع) . ويوضح الجدول رقم (٦٢) هذه المجاميع ولتوضيح ذلك نذكر على سبيل المثال كيف حسبت درجات المفحوص (أ) في المعالجة أ_١ . فلعلك تلاحظ أن هذا

المفحوص حصل على الدرجة ٧٨ في هذه المعالجة عند تفاعلها مع المعالجة ب_١، والدرجة ٨١ في هذه المعالجة أيضا عند تفاعلها مع المعالجة ب_٢، وعلى ذلك فإن مجموع درجتى المفحوص في هذه المعالجة (أ_١) = ٧٨ + ٨١ = ١٥٩، وهكذا بالنسبة لجميع المفحوصين العشرة .

جدول (٦٢) درجات كل مفحوص في كل مستوى من مستويات كل متغير مستقل (في كل معالجة من المعالجات الأربع)

المفحوص	م ج أ _١	م ج أ _٢	م ج ب _١	م ج ب _٢	م ج س ك
أ	١٥٩	١٦١	١٥٧	١٦٢	٣٢٠
ب	١٦٢	١٦٠	١٦٠	١٦٢	٣٢٢
ج	١٧٥	١٦٩	١٧٠	١٧٤	٣٤٤
د	١٥٣	١٥٤	١٥٢	١٥٥	٣٠٧
هـ	١٦٧	١٦٩	١٦٦	١٧٠	٣٢٦
و	١٥٣	١٥٨	١٥٥	١٥٦	٣١١
ز	١٦٢	١٦٢	١٦١	١٦٣	٣٢٤
ح	١٦٧	١٦٨	١٦٦	١٦٩	٣٣٥
ط	١٤٧	١٤٦	١٤٦	١٤٧	٢٩٣
ي	١٥٨	١٥٩	١٥٩	١٥٨	٣١٧

وسوف نعتمد على هذه القيم في إجراء الخطوات الأربع التالية لتحليل التباين وهى :

(٥) مجموع مربعات مجموع درجات كل مفحوص في كل معالجة أو مستوى من مستويات المتغير المستقل (أ) وقسمته على عدد هذه المعالجات (ويساوى في هذا المثال ٢)

$$= (١٥٩ + ١٦١ + ١٦٠ + ١٧٥ + ١٥٣ + ١٦٧ + ١٥٣ + ١٦٢ + ١٦٧ + ١٤٧) \div ٢ = ٢٥٨١٣٦$$

(٦) مجموع مربعات مجموع درجات كل مفحوص في كل معالجة أو مستوى من مستويات المتغير المستقل (ب) وقسمته على عدد هذه المعالجات (ويساوى في مثالنا ٢ أيضا) .

$$258143 = 2 \div (158^2 + 159^2 + \dots + 163^2 + 157^2) =$$

(٧) مجموع مربعات مجموع درجات كل مفحوص في جميع مستويات (معالجات) المتغيرين أ وب (وقد رمزنا له في الجدول ٦٢ بالرمز س ك) وقسمته على العدد الكلي للمعالجات (ويساوى في هذا المثال $2 + 2 = 4$) .

$$258117.5 = 4 \div (217^2 + \dots + 220^2) =$$

(٨) مربع المجموع الكلي للدرجات وقسمته على العدد الكلي للملاحظات (ويساوى في مثالنا $4 \times 10 = 40$) .

$$257602.5 = 40 \div 2210^2 =$$

ومن هذه البيانات يمكن الحصول على مجموع المربعات اللازمة للحصول على متوسط المربعات (التباين) على النحو الآتي :

(١) مجموع المربعات بين المفحوصين (ج) ويساوى (٧-٨ من الخطوات السابقة)

$$515 = 257602.5 - 258117.5 =$$

$$\text{بدرجات حرية} = 1 - 10 \text{ أي } 9 = 1 - 10$$

(٢) مجموع مربعات التأثير الرئيس للمتغير المستقل (١) ويساوى (٣ - ٨ من الخطوات السابقة)

$$= 257602.6 - 257602.5 = 0.1$$

$$\text{بدرجات حرية} = 1 - 1 \text{ أي } 1 = 1 - 1$$

(٣) مجموع مربعات التأثير الرئيس للمتغير المستقل (ب) ويساوى (٤ - ٨ من الخطوات السابقة)

$$= 257619.4 - 257602.5 = 16.9$$

$$\text{بدرجات حرية} = 1 - 1 \text{ أي } 1 = 1 - 1$$

(٤) مجموع مربعات تفاعل أ x ب ويساوى (٢ - ٢ - ٤ + ٨) من الخطوات السابقة)

$$= ٢٥٧٦٢٠٢٤ - ٢٥٧٦٠٢٦ - ٢٥٧٦١٩٤ + ٢٥٧٦٠٢٥ = ٢٠٤$$

$$\text{بدرجات حرية} = (ك - ١) (ب - ١) = (١ - ١) (١ - ٢) = ١$$

(٥) مجموع مربعات تفاعل أ x ج ويساوى (٥ - ٢ - ٧ + ٨) من الخطوات السابقة)

$$= ٢٥٨١٢٨ - ٢٥٧٦٠٢٦ - ٢٥٨١١٧٥ + ٢٥٧٦٠٢٥ = ٢٠٤$$

$$\text{بدرجات حرية} = (ك - ١) (ن - ١) = (١ - ١) (١ - ٢) = ١$$

(٦) مجموع مربعات تفاعل ب x ج ويساوى (٦ - ٤ - ٧ + ٨) من الخطوات السابقة)

$$= ٢٥٨١٤٣ - ٢٥٧٦١٩٤ - ٢٥٨١١٧٥ + ٢٥٧٦٠٢٥ = ٨٦$$

$$\text{بدرجات حرية} = (ب - ١) (ن - ١) = (١ - ١) (١ - ٢) = ١$$

(٧) مجموع مربعات تفاعل أ x ب x ج ويساوى (١ - ٢ - ٥ - ٦ + ٨ + ٣ + ٤ + ٧) من الخطوات السابقة)

$$= ٢٥٨١٧٢ - ٢٥٧٦٠٢٤ - ٢٥٨١٢٨ - ٢٥٧٦٠٢٥ + ٢٥٧٦٠٢٥ + ٢٥٨١١٧٥ + ٢٥٧٦١٩٤ = ٢٠٤$$

$$= ٢٠٤$$

$$\text{بدرجات حرية} = (ك - ١) (ب - ١) (ن - ١) = (١ - ١) (١ - ٢) (١ - ٢) = ١$$

(٨) المجموع الكلى للمربعات ويساوى (١ - ٨) من الخطوات السابقة)

$$= ٢٥٨١٧٢ - ٢٥٧٦٠٢٥ = ٥٦٩$$

$$\text{بدرجات حرية} = (\text{المجموع الكلى للملاحظات} - ١) \text{ أو } (ك - ١) = ١$$

$$= (١٠ \times ٤) - ١ = ٣٩$$

ويقسمة كل مجموع للمربعات المصادر السبعة الأولى على درجات الحرية المناظرة له نحصل على متوسط المربعات لكل منها (أى تبين كل مصدر منها) .

وعلى الرغم من أن عدد مصادر التباين في هذا النموذج سبعة
الا أننا نحسب ثلاث قيم فقط للنسبة الفائية (ف) كما بينا ، ونحسب
كل منها بطريقة خاصة على النحو الآتي :

$$(1) \text{ (ف) للتأثير الرئيس للمتغير المستقل الأول (أ) } = \frac{\text{متوسط مربعات (أ)}}{\text{متوسط مربعات تفاعل أ × ح}}$$

$$(2) \text{ (ف) للتأثير الرئيس للمتغير المستقل الثاني (ب) } = \frac{\text{متوسط مربعات (ب)}}{\text{متوسط مربعات تفاعل ب × ح}}$$

$$(3) \text{ (ف) لتفاعل أ × ب } = \frac{\text{متوسط مربعات تفاعل أ × ب}}{\text{متوسط مربعات تفاعل أ × ب × ح}}$$

ويوضح الجدول رقم (٦٣) ملخص تحليل التباين للمشال السابق .

جدول (٦٣) ملخص تحليل التباين لتصميم عاملين ٣ × ٤

ف	متوسط المربعات (التباين)	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
	٥٢٢٢	٩	٥١٥٠٠	بين المفحوصين (ح)
١٠ ÷ ٢٢٢ = ٠.٤	١٠	١	١	معوية المهمة (أ)
١٦٩٠ ÷ ٩٦ = ١٧٦٠ *	١٦٩٠	١	١٦٩	مستوى الضوضاء (ب)
٩٠ ÷ ٨٤ = ١٠.٧	٩٠	١	٩	أ × ب
	٢٢٢	٩	٢٠٤	أ × ح
	٩٦	٩	٨٦	ب × ح
	٨٤	٩	٧٦	أ × ب × ح
		٢٩	٥٦٩٥	المجموع الكلي

ولعلك لاحظت أنه من بين القيم الثلاثة للنسبة الفائية (ف) لم يظهر أى مصدر من مصادر التباين فروقا دالة الا التأثير الرئيسى للمتغير المستقل (ب) مستوى الضوضاء عند مستوى ٠.٥ ، أما الفروق فى التأثير الرئيسى لمعوية المهمة (المتغير المستقل أ) أو فى التفاعلات بين المتغيرين المستقلين $A \times B$ فلم تظهر فروقا دالة، ومعنى ذلك أن الفرض المبرى لم يرفض الا بالنسبة لمستوى الضوضاء فقط . فإذا علمنا أن متوسط عدد الحلول الصحيحة للمشكلات الرياضية فى معالجات مستوى الضوضاء هما ٧٩.٦ لمعالجة الضجيج ، ٨٠.٩ لمعالجة الهدوء فإن الباحث يستنتج مباشرة من هاتين الاحتمالتين أن الفرق بين المتوسطين دال لصالح معالجة الهدوء . وبالطبع لو حمل الباحث على تفاعل دال بين المتغيرين المستقلين فإنه يفسره بنفس الطريقة التى عرضناها عند تناول التصميم العاملى للمجموعات المنفصلة .

سادس : التصميم العاملى ذو الأبعاد الثلاثة للمجموعات المستقلة :

أشرنا الى أن التصميم العاملى يمكن أن يتناول أكثر من متغيرين مستقلين معا وفى وقت واحد . فقد يتعامل مع ثلاثة متغيرات مستقلة أو أكثر . وسوف نتناول فى هذا القسم تحليل التباين للبيانات التى نحمل عليها من تصميم عاملى ذو أبعاد ثلاثة . ويمكن بالطبع تصميم الاجراء المستخدم هنا فى أى تصميم عاملى أكثر تعقيدا يتعامل مع عدد أكبر من هذه المتغيرات .

مثال : نفرض أن أحد الباحثين أراد أن يدرس أثر ثلاثة متغيرات مستقلة فى التعلم ، وهذه المتغيرات هى :

(أ) نظام عرض مهمة التعلم وينقسم الى ٤ معالجات : النظام الاستقرائى (أ_١) والنظام الاستنباطى (أ_٢) ونظام الاكتشاف (أ_٣) ونظام التقصى (أ_٤) .

(ب) المعلم وينقسم الى ٣ معالجات : المعلم الأول (ب_١) المعلم الثانى (ب_٢) والمعلم الثالث (ب_٣) .

(ج) نوع الممارسة وينقسم الى معالجتين : ممارسة موزعة (ج_١) وممارسة مركزة (ج_٢) .

أى أن الباحث استخدم فى دراسة تصميمها عامليا من نوع $2 \times 2 \times 4$ ومعنى ذلك أن عدد المجموعات المستقلة المستخدمة فى هذا البحث ٢٤ مجموعة .

ويوضح الشكل رقم (٤٧) هذا التصميم التجريبي .

المعلم (ب)

نوع الممارسة (ج)

المعلم (ب)	ج _١	ج _٢	ج _٣	ج _٤
ب _١	١٠	٤	٢٠	١٦
ب _٢	٤٠	٤٢	٢٦	٦
ب _٣	٤٤	٤٨	٣٠	٢٢
ب _٤	٣٦	٤٦	١٠	٢٨
المجموع	٢٢٢	٢٣٦	١٥٨	٢٦٠

نظام عامل في مهلة التعلم (أ)

الشكل (٤٧) تصميم عاملي $2 \times 2 \times 4$

ويوضح الجدول رقم (٦٤) البيانات التي حمل عليها هذا الباحث من تصميم عاملي $2 \times 3 \times 4$ مع ملاحظة أن الأرقام في هذا الجدول هي مجاميع الدرجات الخام في كل خانة أو معالجة وليست الدرجات الخام الفردية (الأرقام هنا عن Guilford & Fruchter, 1978).

جدول (٦٤) مجاميع الدرجات الخام في كل معالجة من معالجات التصميم العامل $2 \times 3 \times 4$ السابق

نوع الممارسة									نظم عرض مهمة التعليم (أ)
ممارسة موزعة (ج١)			ممارسة مركزة (ج٢)			مج٢	مج١ + مج٢ =	مج	
المعلم (ب)			المعلم (ب)						
(ب١)	(ب٢)	(ب٣)	(ب١)	(ب٢)	(ب٣)				
١٠	٤	٢٠	٢٤	٨	٢٦	١٦	٥٠	٨٤	اشتقراء (١)
٤٠	٤٢	٢٦	١٠٨	٢٢	٣٢	٦	٦٠	١٦٨	استنباط (٢)
٤٤	٤٨	٣٠	١٢٢	٢٨	٢٤	٢٢	٧٤	١٩٦	اكتشاف (٣)
٣٦	٤٦	١٠	٩٢	٣٤	١٤	٢٨	٧٦	١٦٨	تقويم (٤)
١٣٠	١٤٠	٨٦	٣٥٦	٩٢	٩٦	٧٢	٢٦٠	٦١٦	مج

ولاجراء تحليل التباين ذي الأبعاد الثلاثة على المثال السابق يسير الباحث في الخطوات التالية :

أولاً : حساب المجموع الكلي للمربعات باستخدام أى طريقة من الطرق السابقة ، وبالطبع يحتاج ذلك الى توافر الدرجات الفردية لكل مفحوص ($n = 120$ على أساس ٥ مفحوصين في كل خانة أو مجموعة ، مع العلم بأن عدد المجموعات $= 2 \times 3 \times 4 = 24$ مجموعة) وهذه البيانات ليست

متوافرة في الجدول السابق . وكقاعدة عامة نقول ان الحصول على المجموع الكلى للمربعات باستخدام الدرجات الخام في تحليل التباين ثلاثى الأبعاد لا يختلف في حسابه عن أى حالة أخرى سواء كانت من النوع الشئى البعد أو الأحادى البعد . والمعادلة الأساسية في هذه الحالة هي (حيث S_1, S_2, S_3 تدل على الدرجات الخام الفردية) .

$$مج س_1^2 = س_1^2 + س_2^2 \times س_3^2 + س_3^2 \times س_1^2 + س_1^2 \times س_2^2 - \frac{(مج س)^2}{ن}$$

ولتسهيل الأمر علينا في اجراء تحليل التباين للمثال الحالى نفرض أننا حملنا بالفعل على المجموع الكلى للمربعات بهذه الطريقة وكان يساوى ١٩٨١٤٦٧ (لاحظ أن الدرجات الخام غير مبينة هنا وانما يشمل الجدول مجاميع الدرجات الخام في كل خانة حيث كل خانة تتألف من ٥ مفحوصين كما قلنا) .

ثانياً: حساب مجموع المربعات بين الخانات (المعالجات) وذلك بتربيع جميع مجاميع الدرجات الخام الواردة في جميع خانات المعالجات في الجدول رقم (٦٤) وقسمة هذا المجموع على عدد الأفراد في كل مجموعة ($ن = ٥$) ثم يطرح من هذا المجموع مقدار يساوى مربع مجموع الدرجات الخام مقسوماً على العدد الكلى للأفراد $ن = ١٢٠$.

$$\text{مجموع المربعات بين المعالجات} = \frac{1}{5} (١٠^2 + ٤^2 + ٢٠^2 + ٨^2 + ٢٦^2 + ١٦^2)$$

(السطر الأول في الجدول ٦٤)

$$+ \dots + ٢٦^2 + ٤٦^2 + ١٠^2 + ٣٤^2 + ١٤^2 + ٢٨^2 \text{ (السطر الأخير في الجدول ٦٤) } - \frac{(٦١٦)^2}{١٢٠}$$

$$= ٣٩٤٥٦٠٠ - ٣١٦٢١٣٢ = ٧٨٣٤٦٧$$

وهذا المجموع للمربعات (بدرجات حرية ٢٢) (أى عدد المعالجات - ١) أو (ك - ١) هو الذى سوف يتم تحليله الى :

(١) مجموع مربعات المتغيرات المستقلة الثلاثة وهى :

(أ) المتغير المستقل الأول أو نظام عرض مهمة التعلم وهو فى مثالنا تدل عليه درجات السطور .

(ب) المتغير المستقل الثانى أو المعلم وهو فى مثالنا تدل عليه الأعمدة .

(ج) المتغير المستقل الثالث أو نوع الممارسة وهو فى مثالنا يدل عليه القسمان الأفقيان الكبيران فى الجدول .

ولكل من هذه المتغيرات المستقلة تأثيره الرئيسى الذى يخضعه أى أن التأثيرات الرئيسية فى هذه الحالة ثلاثة هى :

- التأثير الرئيسى للمتغير (أ) ودرجات حريته فى مثالنا
(٣ = ١ - ٤)

- التأثير الرئيسى للمتغير (ب) ودرجات حريته فى مثالنا
(٢ = ١ - ٣)

- التأثير الرئيسى للمتغير (ج) ودرجات حريته فى مثالنا
(١ = ١ - ٢)

(٢) التفاعلات بين المتغيرات المستقلة الثلاثة على النحو الآتى :

التفاعلات ذات البعدين وتشمل :

أ x ب ودرجات حريته (ك-١) (ك-١) = ٦

أ x ج ودرجات حريته (ك-١) (ك-١) = ٣

ب x ج ودرجات حريته (ك-١) (ك-١) = ٢

(ب) التفاعلات ذات الأبعاد الثلاثة وتشمل :

أ x ب x ج ودرجات حريته (ك-١) (ك-١) (ك-١) = ٦

ثالثاً: اعداد جدول يشمل خانات تفاعل السطور والأقسام (أ × ج) وجمع الدرجات الخام في هذه الخانات غير الأعمدة كما هو موضح في الجدول رقم (٦٥) . وحيث أن الأعمدة (ب) فيها ٣ فئات ، فإن كل مجموع في الجدول يعتمد على عدد الملاحظات مقداره $3 \times 5 = 15$ ، والمجموعان ٣٥٦ ، ٣٦٠ هما مجموعا ج_١ ، ج_٢ على التوالي ، وكل من هذين المجموعين يعتمد على عدد من الملاحظات مقداره $4 \times 15 = 60$ ملاحظة .

جدول (٦٥) مجموع خانات تفاعل أ × ب

مج	ج ٢	ج ١	
٨٤	٥٠	٣٤	١
١٦٨	٦٠	١٠٨	٢
١٩٦	٧٤	١٢٢	٣
١٦٨	٧٦	٩٢	٤
٦١٦	٢٦٠	٣٥٦	مج

رابعاً: حساب مجموع مربعات التأثير الرئيس للمتغير المستقل الثالث (ج) أو بين الأقسام من بيانات الجدول السابق اعتماداً على مجاميع أعمدته كما يلي :

$$\text{مجموع مربعات (ج)} = \frac{1}{3} (٣٥٦^2 + ٢٦٠^2) - \frac{(٦١٦)^2}{١٢٠}$$

$$= ٢٢٢٨٩٢٣ - ٣١٦١١٢٣ = ٧٦٨٠٠$$

خامساً: حساب مجموع مربعات التأثير الرئيس للمتغير المستقل (أ) أو بين الأعمدة من بيانات الجدول السابق اعتماداً على مجاميع سطورهم كما يلي :

$$\text{مجموع مربعات (أ)} = \frac{1}{3} (2168 + 2196 + 2168 + 284) - \frac{2716^2}{128} \\ = 2397.333 - 2162.123 = 235.200$$

سادساً: حساب مجموع مربعات تفاعل (أ × ج) من بيان الجدول السابق اعتماداً على بيانات خاناته (مع ملاحظة أن كل خانة تشمل مجاميع البيانات الواردة في خانات المتغير ب الثلاث في الجدول الأعلى وأن كل مجموع من المجاميع الثمانية في خانات الجدول الجديد يعتمد على ١٥ ملاحظة). ويمكن الحصول على مجموع مربعات تفاعل أ × ج بطرح مجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير (أ) ومجموع مربعات التأثير الرئيسى للمتغير (ج) اللذين سبق حسابهما من مجموع مربعات الخانات في الجدول (٦٥).

$$\text{ويتم الحصول على مجموع مربعات المجموعات على النحو الآتى :} \\ \text{مجموع مربعات الخانات} = \frac{1}{15} (276 + 292 + 000 + 250 + 284) - \frac{2716^2}{128} \\ = 2568.000 - 2162.123 = 405.876$$

وحينئذ يمكن الحصول على مجموع مربعات تفاعل أ × ج كما يلي :

$$\text{مجموع مربعات أ × ج} = 235.200 - 405.876 = 76.324$$

سابعاً: اعداد جدول آخر مشتق من الجدول الأعلى لحساب تفاعل أ × ب وهو الجدول رقم (٦٦) وفيه تدل القيم على مجموع المجاميع في مستويات المتغير (ج) وحيث أن المتغير (ج) له مستويان فإن كل مجموع في الجدول يعتمد على ٢ × ٥ = ١٠ ملاحظات. وتدل أعمدة الجدول على مجاميع ب_١ ، ب_٢ ، ب_٣ وكل منها يعتمد على ٤ معالجات للمتغير (أ) مضروبة في ١٠ مفحوصين هو مجموعهم في معالجتى المتغير (ج) ويساوى ٤ ملاحظة.

جدول (٦٦) مجموع خانات تفاعل $A \times B$

مجم	١	٢	٣	مجم
١	١٨	٣٠	٢٦	٨٤
٢	٦٢	٧٤	٢٢	١٦٨
٣	٧٢	٧٢	٥٢	١٩٦
٤	٧٠	٦٠	٣٨	١٦٨
مجم	٢٢٢	٢٣٦	١٥٨	٦١٦

ثامناً: حساب مجموع مربعات التأثير الرئيسي للمتغير المستقل الثاني (ب) من بيانات الجدول السابق على النحو الآتي :

$$\text{مجموع مربعات (ب)} = \frac{1}{4} ({}^2_{٢٢٢} + {}^2_{٢٣٦} + {}^2_{١٥٨}) - \frac{{}^2_{٦١٦}}{12} = ٢٢٤٨٦٠٠ - ٢١٦٢١٢٣ = ٨٦٤٦٧$$

تاسعاً: حساب مجموع مربعات تفاعل $A \times B$ من بيانات الجدول السابق . ويتطلب ذلك أولاً حساب مجموع مربعات الخانات في الجدول السابق (أي الجدول ٦٦) .

$$\text{مجموع مربعات الخانات} = \frac{1}{12} ({}^2_{١٨} + {}^2_{٣٠} + {}^2_{٢٦} + \dots + {}^2_{٢٧٠} + {}^2_{٦٠} + {}^2_{٣٨}) - \frac{{}^2_{٦١٦}}{12}$$

$$= ٢٥٨٨٠٠٠ - ٢١٦٢١٢٣ = ٤٢٥٨٦٧$$

وباتباع المعادلة العامة لتفاعل السطور مع الأعمدة وباستخدام مجموع مربعات السطور (أ) والأعمدة (ب) التي سبق حسابهما نحصل على مجموع مربعات تفاعل $A \times B$ على النحو الآتي :

$$\text{مجموع مربعات } A \times B = ٤٢٥٨٦٧ - ٨٦٤٦٧ - ٢٣٥٠٠٠ = ١٠٤٢٠٠$$

عاشرا: اعداد جدول ثالث مشتق من الجدول الأملي لحساب تفاعل $B \times C$ وهو الجدول رقم (٦٧) وفيه تدل القيم على المجاميع عبر فئات (١) . وحيث أن المتغير (١) له ٤ فئات فإن كل مجموع في الجدول يعتمد على $٤ \times ٥ = ٢٠$ ملاحظة .

جدول (٦٧) مجموع خانات تفاعل $B \times C$

مج	١	٢	٣	٤
١	١٣٠	١٤٠	٨٦	٣٥٦
٢	٩٢	٩٦	٧٢	٢٦٠
مج	٢٢٢	٢٣٦	١٥٨	٦١٦

حادى عشر: لحساب تفاعل $B \times C$ يتطلب الأمر الحمول على مجموع المربعات بين المجاميع الستة في الجدول (٦٧) وهو ما يسمى مرة أخرى مجموع مربعات الخانات على النحو الآتى :

$$\text{مجموع مربعات الخانات} = \frac{1}{3} (١٣٠^2 + ١٤٠^2 + ٨٦^2 + ٣٥٦^2 + ٩٢^2 + ٩٦^2) - \frac{٦١٦^2}{١٢٠} = ٢٣٢٨٠٠٠ - ٢١٦٢١٣٠ = ١٧٥٨٦٧$$

ويمكن الحمول على مجموع مربعات التفاعل $B \times C$ باستخدام المعادلة العامة للتفاعل بين بعدين باستخدام مجموع مربعات الأعمدة (ب) والأقسام (ج) التى سبق حسابها على النحو الآتى :

$$\text{مجموع مربعات } B \times C = ١٧٥٨٦٧ - ٨٦٤٦٧ - ٧٦٨٠٠ = ١٢٦٠٠$$

ثاني عشر : حساب مجموع مربعات التفاعل ذي الأبعاد الثلاثة

$A \times B \times C$ مباشرة من البيانات الأصلية أو الحصول عليه كبقاى عملية الطرح . وتعتمد الطريقة الثانية على فكرة أن المجموع الكلى بين الخانات والمعالجات (الذى حسبناه فى الخطوة الثانية) يساوى حاصل جمع مجاميع المربعات الآتية $A, B, C, A \times B, A \times C, B \times C, A \times B \times C$. وطالما أننا حسبنا مجاميع المربعات الستة الأولى فى هذه القائمة المؤلفة من ٧ مجاميع مربعات ، يمكننا الحصول على مجموع المربعات (أى الخاص بالتفاعل $A \times B \times C$) عن طريق الطرح .

• مجموع المربعات بين الخانات والمعالجات يساوى 782467 (راجع الخطوة الثانية)

• مجموع مربعات التأثيرات الرئيسية والتفاعلات المحسوبة

حتى الآن يساوى مجموع $225200 + 86467 + 76800 + 104200 + 92867 + 12600$ ، أى يساوى 609134

• تفاعل $A \times B \times C = 782467 - 609134 = 174333$

ولكن ماهى الطريقة لحساب التفاعل $A \times B \times C$ من البيانات مباشرة؟
ان الطريقة التى سنتناولها هنا (Guilford & Fruchter, 1978)
على درجة من العمومية ويمكن أن تستخدم فى الحصول على مجموع مربعات
أى تفاعل من مستوى أعلى من ذلك .

للحصول على مجموع مربعات تفاعل $A \times B \times C$ نحسب أولاً مجموع مربعات
التفاعل $A \times B$ منفصلاً لكل من مستويى المتغير (ج) كما فعلنا من
قبل ، وبعدئذ نجمعهما ونطرح مجموع مربعات التفاعل
 $A \times B$ الذى سبق حسابه .

ولحساب مجموع مربعات التفاعل $A \times B$ لكل فئة من فئات (ج) نتبع
نفس الاجراء العام الذى استخدمناه آنفا للحصول على مجموع المربعات من
التحليل الثنائى البعدى فنحسب أولاً على مجموع مربعات الخانات لجداول
معين ثم نحسب مجموع مربعات الأسطر ثم مجموع مربعات الأعمدة ، ثم

نظرهما من مجموع مربعات الخانات .

(١) بالنسبة لعدد الخانات الذي يساوي ١٢ للمعالجة (ج١) فان :

(١) مجموع المربعات بين الخانات للمعالجة (ج١) ويسحب من الجدول ٦٤ كالآتي:

$$\frac{256}{60} + \left(10^2 + 46^2 + 36^2 + \dots + 20^2 + 4^2 + 10^2 \right) \frac{1}{60} =$$

$$529.333 = 2112.267 - 2461.600 =$$

(٢) مجموع المربعات بين أسطر المتغير (ج١) من الجدول ٦٤ أيضا كالآتي:

$$\frac{256}{60} - \left(92^2 + 122^2 + 108^2 + 34^2 \right) \frac{1}{15} =$$

$$298.333 = 2112.267 - 2411.200 =$$

(٣) مجموع المربعات بين أعمدة المعالجة (ج١) وتحسب من نفس الجدول كالآتي:

$$\frac{256}{60} - \left(86^2 + 140^2 + 130^2 \right) \frac{1}{30} =$$

$$82.533 = 2112.267 - 2194.800 =$$

(٤) مجموع مربعات تفاعل الأسطر (أ) x الأعمدة (ب) بالنسبة للمعالجة (ج١)

تحسب كالآتي :

$$147.867 = 82.533 - 298.333 - 529.333 =$$

(ب) اتباع نفس الاجراءات لعدد من الخانات يساوي ١٢ خاتمة

للمعالجة (ج٢) فنحمل على :

(١) مجموع المربعات بين الخانات للمعالجة (ج٢)

$$\frac{220}{60} - \left(28^2 + 14^2 + 24^2 + \dots + 16^2 + 26^2 + 8^2 \right) \frac{1}{60} =$$

$$177.333 = 1126.667 - 1304.000 =$$

(٢) مجموع المربعات بين أسطر المعالجة (ج)

$$\frac{1}{15} (276^2 + 274^2 + 260^2 + 250^2) - \frac{2260^2}{60} = 1156800 - 1126667 = 30133$$

(٣) مجموع المربعات بين أعمدة المعالجة (ج)

$$\frac{1}{30} (272^2 + 296^2 + 292^2) - \frac{2260^2}{60} = 1143200 - 1126667 = 16533$$

(٤) مجموع تفاعل الأعمدة (أ) x السطور (ب) بالنسبة للمعالجة (ج)

$$177333 = 16533 - 30133 - 127533 = 130667$$

(ج) بجمع تفاعل أ x ب بالنسبة لمستويي (معالجتي) المتغير (ج) نحمل على :

$$278524 = 130667 + 147857 = (أ x ب)$$

وقد سبق لنا حساب مجموع مربعات التفاعل أ x ب باعتباره متوسط معالجتي ج وبلغ مقداره ١٠٤٢٠. ومن هذه البيانات يمكن الحصول على مجموع مربعات التفاعل أ x ب ج بطرح مجموع مربعات التفاعل أ x ب من مجموع مربعات التفاعلين أ x ب ، لفئات (ج) منفصلة، على النحو الآتي :

$$17433 = 10420 - 27852 = \text{مجموع مربعات أ x ب ج}$$

وهو نفس المقدار الذي حصلنا عليه من الطريقة غير المباشرة آنفة الذكر. وبالطبع يمكن الحصول على مجموع مربعات أ x ب ج من حساب التفاعلين أ x ج لكل معالجة من معالجات (ب) ، أو من تفاعل ب x ج لكل معالجة من معالجات (أ) . وقد لجأنا إلى استخدام التفاعل

أ × ج في هذا المثال لأن المتغير (ج) له أقل قدر من التفاعل ويتطلب أقل جهد في الحساب .

ويُلخص الجدول رقم (٦٨) نتائج تحليل التباين للمثال السابق حسب مصادر التباين الثمانية المتضمنة في التعميم العاملى الثلاثى الأبعاد ، وقد حسب كل من المجموع الكلى للمربعات ومجموع مربعات الخطأ بالطريقة العادية في أى نموذج لتحليل التباين .

جدول (٦٨) ملخص تحليل التباين لتعميم عاملى ٢×٣×٤

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
نظام عرض مهمة التعلم (أ)	٢٢٥٢٠٠	٣	٧٨٤٠٠	٤٥١ *
المعلمون (ب)	٨٦٤٦٧	٢	٤٣٢٣٥	٢٤٧ *
نوع الممارسة (ج)	٧٦٨٠٠	١	٧٦٨٠٠	١٢٢٩
أ × ب	١٠٤٢٠٠	٦	١٧٣٦٧	١٢٩
أ × ج	٩٣٨٧٦	٢	٣١٩٣٨	٢٥١
ب × ج	١٢٦٠٠	٢	٦٣٠٠	(٥٠)
أ × ب × ج	١٧٤٣٣٣	٦	٢٩٠٥٦	٢٢٣ *
الخطأ	١١٩٨٠٠٠	٩٦	١٢٤٧٨	
المجموع الكلى	١٩٨١٤٦٧	١١٩		

ولكن كيف حسبت (ف) في كل من الحالات المبينة في الجدول السابق؟
 للإجابة على هذا السؤال لابد من تحديد النموذج الذى ينتمى اليه
 كل من المتغيرات المستقلة الثلاثة . وهنا نميز بين نموذجيين رئيسيين :

(١) النموذج الثابت fixed وهو النموذج الذى تتحدد فيه فئات المتغير المستقل (أو مستوياته أو معالجاته) على أساس منطقية وتجريبية وليس على أساس مفهوم العينة . وبالنسبة لهذه الحالة فإننا نستخدم فى مقام معادلة (ف) تباين التفاعل بين الخانات فى حالة اختبار دلالة التأثير الرئيس للمتغير المستقل ، وتباين التفاعل الذى يتم اختياره فى هذه الحالة هو التفاعل التالى فى ترتيب الحجم من بين جميع المتغيرات الثابتة والعشوائية التى تشملها تفاعلات المتغير المستقل ، وهو فى مثالنا الحالى تفاعل $A \times B$ للتأثير الرئيس للمتغير (أ) وتفاعل $B \times C$ بالنسبة للتأثير الرئيس للمتغير (ج) وكلاهما ينتمى الى النموذج الثابت ، مع ملاحظة أننا نستخدم تباين التفاعل فى هذه الحالة بصرف النظر عن كونه هو فى ذاته دال أم لا .

(٢) النموذج العشوائى random وفيه تتحدد فئات المتغير المستقل (أو مستوياته أو معالجاته) من اختيار عينات عشوائية من بين أصل كللى لعدد كبير من فئات أو مستويات أو معالجات محتملة . وفى هذه الحالة فإن مقام معادلة (ف) لاختبار دلالة التأثير الرئيس للمتغير المستقل التباين داخل المجموعات ، وهذا ماحدث فى مثالنا الحالى مع المتغير (ب) أى المعلمون لأنه من النوع العشوائى .

(٣) اختبار دلالة التفاعل بين متغيرين كلاهما عشوائى فإن مقام معادلة (ف) فى هذه الحالة يصبح أيضا التباين داخل المجموعات . وفى مثالنا الحالى لا يوجد مثل هذا النوع من التفاعل .

(٤) اختبار دلالة التفاعل بين متغيرين كلاهما ثابت فإن مقام معادلة (ف) فى هذه الحالة يصبح هو التفاعل الثلاثى $A \times B \times C$. وفى مثالنا فإن تفاعل $A \times C$ من هذا النوع .

(٥) النموذج المختلط mixed والذى يظهر فى تفاعلات متغيرين أحدهما ينتمى الى النموذج الثابت والآخر ينتمى الى النموذج

العشوائي . وفي هذه الحالة فإن تباين الخطأ الوحيد الذي يجب أن يستخدم في مقام (ف) لاختبار دلالة التفاعل من هذا النوع هو التباين داخل المجموعات .

والسؤال الآن هو : لماذا اخترنا تباين التفاعل لاختبار دلالة التأثير الرئيسي لمتغير مستقل من النوع الثابت أو لتفاعل متغيرين كلاهما من النوع الثابت ؟

السبب في ذلك أن بعض آثار التفاعل التي قد يسهم في تباين التأثير الرئيسي قد تأتي من المتغير الثابت نفسه . وعلى ذلك لو استخدمنا التباين داخل المجموعات كما هو الحال في متغيرات النموذج العشوائي أو المختلط في اختبار دلالة هذا المتغير وكانت (ف) دلالة فلن نكون متأكدين في هذه الحالة من أن هذه الدلالة ترجع إلى التأثيرات الرئيسية وحدها . وحيث أن تباين التفاعل عادة ما يكون أكبر من التباين داخل المجموعات فإن استخدام تباين التفاعل في مقام المعادلة (كحد لتباين الخطأ) في هذه الحالة ينتج (ف) أصغر قيمة بحيث تكون فرصتها في الوصول إلى مستوى الدلالة أقل . ومع ذلك فإن استخدام تباين التفاعل في مقام معادلة (ف) في هذه الحالة يجنب الباحث المخاطرة بالحصول على (ف) غامضة ويعمى سبب تفسيرها .

وفي ضوء ذلك يمكن أن نلخص في الجدول رقم (٦٩) حدود تباين الخطأ (مقام معادلة ف) المستخدمة في اختبار دلالة كل معدر من معادر التباين في المثال الذي نحن بصدده والتي استخدمت بالفعل في حساب (ف) في الجدول السابق (جدول (٦٨) .

جدول (٦٩) حدود تباين الخطأ اللازمة للاستخدام في مقام معادلة (ف) لاختبار دلالة معادلات التباين المختلفة في تصميم عاملي ثلاثي الأبعاد

مصدر التباين	نموذج المتغير المستقل	حد تباين الخطأ (مقام ف) لاختبار الدلالة
نظام عرض مهمة التعليم (أ)	ثابت	أ × ب
المعلمون (ب)	عشوائي	داخل المجموعات
نوع الممارسة (ج)	ثابت	ب × ج
أ × ب		داخل المجموعات
أ × ج		أ × ب × ج
ب × ج		داخل المجموعات
أ × ب × ج		داخل المجموعات

وبعد الحصول على قيم (ف) والحكم على دلالتها بنفس الطريقة التي أشرنا إليها آنفا يمكن الحكم على بيانات المثال الحالي برفض الفروض العفوية بالنسبة للتأثيرين الرئيسيين للمتغير (أ) أي نظام عرض مهمة التعلم، وللمتغير (ب) أي المعلمون، والتفاعل بين المتغيرات الثلاثة أ × ب × ج ، لأن (ف) دالة في الحالات الثلاث عند مستوى ٥.٠٠ وفي نفس الوقت فإن هذا الباحث يقبل الفروض العفوية للتأثير الرئيس للمتغير (ج) أي نوع الممارسة وللتفاعلات الثلاثة الخاصة بتحليل التباين ثنائي البعد أي أ × ب ، أ × ج ، ب × ج لأن (ف) في الحالات الأربع كانت غير دالة . ولعلك لاحظت أنه بالنسبة للتفاعل ب × ج أن بسط معادلة (ف) وهو ٦٣٠٠ الدال على تباين تفاعل ب × ج أقل بكثير من مقامها وهو ١٢٤٧٨ (التباين داخل المجموعات) . وفي مثل هذه الأحوال يمكن للباحث ألا يحسب قيمة (ف) لأن الحد الأدنى المقبول لحساب (ف) أن يتساوى تباين البسط والمقام ، أي أن تكون قيمة مساوية للواحد الصحيح، ولهذا وضعنا قيمة (ف) في هذه الحالة بين قوسين .

الطريقة العامة لحساب التفاعل بين ثلاث متغيرات مستقلة أو أكثر :

كقاعدة عامة يمكن حساب التفاعل بين ثلاثة متغيرات على النحو

الآتى :

$$A \times B \times C = مج A (B \times C) - B \times C$$

$$= مج B (A \times C) - A \times C$$

$$= مج C (A \times B) - A \times B$$

ونفس القاعدة تنطبق على أربعة متغيرات كما يلى :

$$A \times B \times C \times D = مج A (B \times C \times D) - B \times C \times D$$

$$= مج B (A \times C \times D) - A \times C \times D$$

$$= مج C (A \times B \times D) - A \times B \times D$$

$$= مج D (A \times B \times C) - A \times B \times C$$

وهكذا لى مستوى أعلى من ذلك .

كيف يرسم التفاعل لثلاثة متغيرات مستقلة ؟

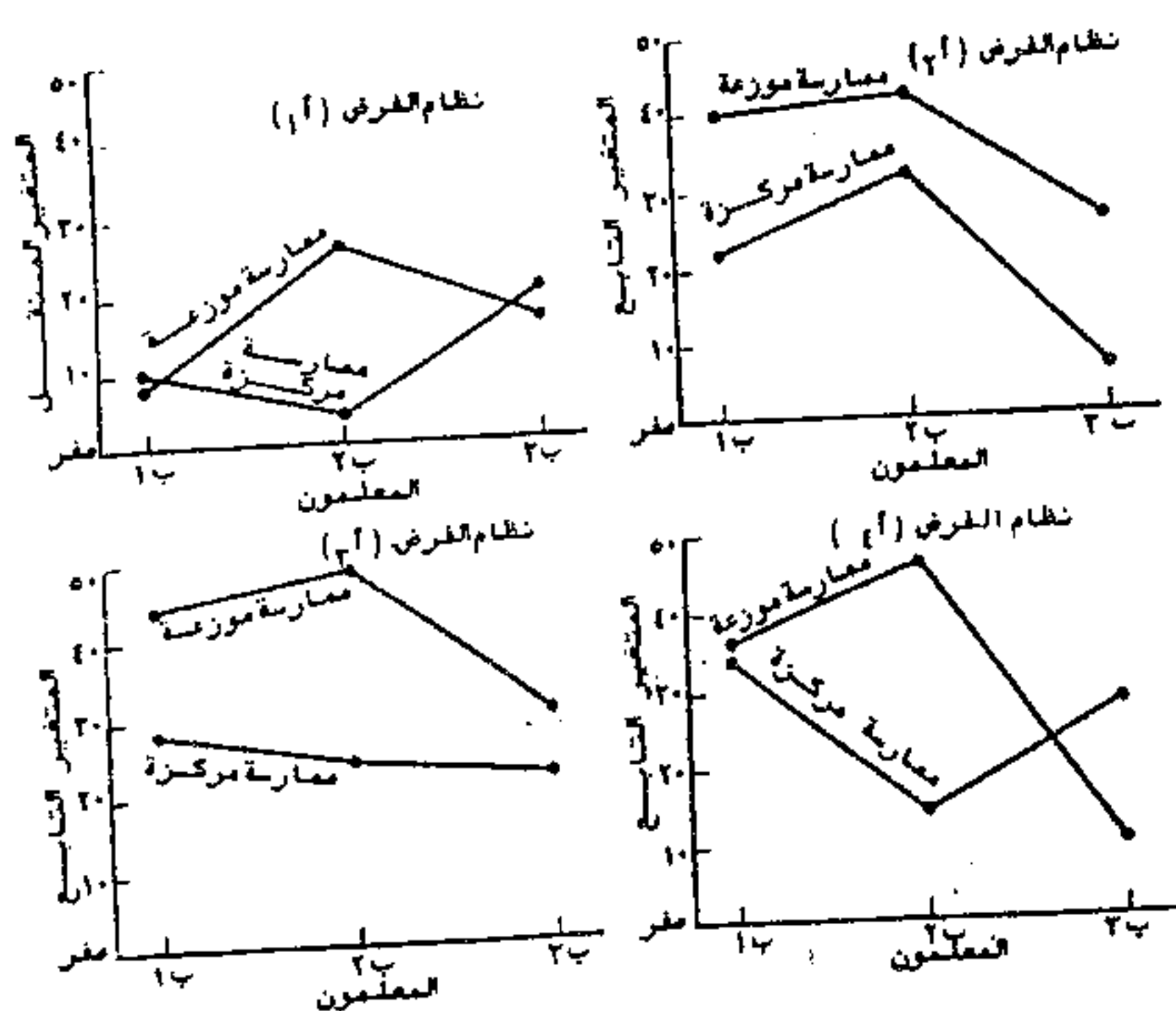
يوضح الشكل رقم (٤٨) طريقة رسم التفاعل لثلاثة متغيرات مستقلة ، وبالنسبة لاحتاج الأمر - على عكس الحال فى التفاعل ذى البعدين - لى أكثر من رسم واحد للتعبير عن التفاعل بين أكثر من متغيرين . وفى حالة المتغيرات المستقلة الثلاثة نحتاج الى ٤ رسوم كما هو مبين بالشكل .

وهذا الشكل عبارة عن تعبير بياني عن تفاعل $A \times B \times C$ فى مثالنا السابق . ويمثل تفاعل المتغير (ب) أى المعلمين بمستوياتهم الثلاثة مع المتغير (ج) أى نوع الممارسة بمستوياتها فى كل مستوى من المستويات الأربع للمتغير (أ) أى طريقة عرض مهمة التعلم وهى

المستويات ١، ٢، ٣، ٤ . ولعلك تذكر أن التفاعل $A \times B$ ج دال ومعنى ذلك أن العلاقة بين ب، ج تعتمد على تأثير المتغير الثالث (١) . وبالمطبع يمكنك إعادة ترتيب المتغيرات الثلاثة على النحو الذى تريده .

والترتيب المختار هنا هو $A \times B$ ج (أى تفاعل ب \times ج بتأثير (١)) .

تدريب : ارسم التفاعلين ب ($A \times B$) و ج ($A \times C$) .



الشكل (٤٨) رسم التفاعل لتصميم عام $2 \times 2 \times 4$

سابعاً - تحليل التباين للأعداد غير المتساوية من الملحومين —
أو الملاحظات :

الطرق الاحصائية التي تناولناها طوال هذا الفصل تنطبق فقط على البيانات التي يتساوى فيها عدد الملحومين أو الملاحظات في جميع الحالات . وبالطبع يمكن أن تضم تجارب يتوافر فيها هذا الشرط إلا أنه قد يحدث أحيانا أن البيانات التي يحصل عليها الباحث لا يتوافر شرط التساوى هذا إما عن تخطيط مسبق أو بسبب فقدان بعض الحالات أثناء التجريب ذاته . ونوقع هذه الظروف موضع الاعتبار يحتاج الأمر إلى بعض التعديل في المعادلات الأساسية لتحليل التباين بحيث يراعى عدم تساوى أعداد الملحومين أو الملاحظات على النحو الآتى :

(1) في حالة تحليل التباين البسيط :

(1) مجموع مربعات بين المجموعات مع عدم تساوى الحالات

$$= \frac{\sum_{j=1}^m (\sum_{i=1}^{n_j} x_{ij})^2}{n_j} - \frac{(\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^{n_j} x_{ij})^2}{N}$$

أو

حيث أن

$$\begin{aligned} n_j &= \text{عدد الحالات أو الملحومين في مجموعة معينة} \\ m &= \text{متوسط درجات هذه المجموعة} \\ M &= \text{متوسط جميع الملاحظات} \end{aligned}$$

وبالنسبة لرمز يشار إليه بالعدد (1) مثل n_j ، n ، M ،
فانه يعنى اجراء جميع العمليات الحسابية المماثلة بالنسبة
لجميع المجموعات البالغ عددها (ك) ، وجمع نواتج هذه العمليات

(2) مجموع مربعات داخل المجموعات (مربعات الخطأ) مع عدم تساوى

$$\text{المجموعات} = \sum_{j=1}^m \left(\sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}^2 \right) - \frac{(\sum_{j=1}^m \sum_{i=1}^{n_j} x_{ij})^2}{N}$$

(٣) المجموع الكلى للمربعات : يستخدم في حساب نفس المعادلة التي أشرنا إليها عند حساب هذا المقدار في حالة تساوي الأعداد .

(٤) تحسب درجات الحرية لمجموع مربعات بين المجموعات والمجموع الكلى للمربعات بنفس طريقة حسابهما مع المجموعات ذات الأعداد المتساوية . أما بالنسبة لدرجات الحرية داخل المجموعات (مربعات الخطأ) فتحسب بالمعادلة الآتية :

$$\text{مج (ن - ١)}$$

مثال :

أجرى أحد الباحثين تجربة على تعلم ٤ مجموعات من الفئران تحت شروط أربعة هي : مشاهدة ذات طرق مستقيمة ومتوازية (أ_١) ، مشاهدة ذات طرق مستقيمة متقاطعة (أ_٢) ، مشاهدة ذات طرق منحنية (أ_٣) ، مشاهدة ذات طرق دائرية (أ_٤) . وإثناء إجراء التجربة مات بعض الفئران في بعض المجموعات فأصبح عدد الحالات غير متساو . ويوضح الجدول رقم (٧٠) نتائج هذه التجربة ، مع ملاحظة المتغير التابع هو عدد الدقائق التي يستغرقها الفأر للخروج من المتاهة في المحاولة النهائية للتعلم .

جدول (٧٠) نتائج تجربة لاربع مجموعات غير متساوية
الاعتماد

	١		٢		٣		المعالجات
	١	٢	١	٢	١	٢	
م = ٥٤١ مج س = ٩٢ مج س = ٦١٢ (مج س) = ٢٦٤٢ ن = ١٧	٤٩	٧	٤	٢	٨١	٩	٤
	٤٩	٧	٣٦	٦	١٠٠	١٠	٥
	١٦	٤	٢٥	٥	٨١	٩	١
	٤	٢			٣٦	٦	٢
	٤٩	٧			٣٦	٦	
مج س (مج س) = ٢ ن ن	١٦٧	٢٧	٦٥	١٢	٣٢٤	٤٠	٤٦
	٧٢٩		١٦٩		١٦٠٠		١٤٤
	٥		٣		٥		٤
	٤		٢		٤		٣

ولاجراء تحليل التباين على البيانات السابقة يسير الباحث في
الخطوات الآتية :

(١) مجموع المربعات بين المجموعات

$$\begin{aligned} \frac{T_{92}^2}{17} - \frac{729}{5} + \frac{169}{3} + \frac{1600}{5} + \frac{144}{4} &= \\ 49788 - 1458 + 563 + 320 + 36 &= \\ 49788 - 558 &= 49230 \end{aligned}$$

(٢) مجموع المربعات داخل المجموعات

$$= 612 - \frac{729}{5} - \frac{162}{3} - \frac{1600}{5} - \frac{144}{4}$$

$$= 612 - 145.8 = 466.2$$

(٣) المجموع الكلي للمربعات

$$= 612 - \frac{292}{17} = 612 - 17.18 = 594.82$$

(٤) يلخص الجدول الآتي نتائج تحليل التباين للمشال السابق

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
بين المجموعات	٢٢ ر ٦٠	٣	٧ ر ٢٠	٨٤ ر ٤*
داخل المجموعات	٩٠ ر ٥٣	١٣	١٥ ر ٤	
المجموع الكلي	١٢ ر ١١٤	١٦		

ومنه يتضح ان (ف) دالة عند مستوى ٥.٠٠ وبذلك يمكن رفض الفرض العكسي .

(٥) لتوضيح فكرة التناسب تأمل المشال الآتي :

المجموع	١	٢	٣
٢	٤	٦	١٢
٤	٨	١٢	٢٤
المجموع	٦	١٢	١٨

(ب) في حالة تحليل الشبائين للتمميم العائلى :

فى حالة استخدام تمميم عائلى من النوع ذى البعدين او اكشر فان الطريقة السباشرة السابقة لا تصلح وخاصة اذا كان عدد الحسابات غير المتساوية داخل الخانات يتسم فى نفس الوقت بعدم التناسب مع مجموع السطور او مجموع الاعمدة (٥).

وتوجد طرق مختلفة لاجراء تعديلات على البيانات الاولية حين تكون تكرارات الخانة غير متساوية وغير متناسبة فى نفس الوقت. وبعض هذه الطرق تقريبية ولكنها لها قيمة عملية كبيرة فى تحليل البيانات. وبالطبع توجد طرق اكثر دقة تعتمد على فكرة المربعات الصغرى الا انها تحتاج لجهود كبيرة وتتضمن تفاصيل كثيرة لا يتسع لها نطاق هذا الكتاب، ويمكن للقارىء المهتم الرجوع الى بعض المؤلفات المتخصصة (Winer , 1971) .

ومن الطرق الشائعة فى هذا الصدد طريقة المتوسطات غير الموزونة وتصلح هذه الطريقة حين تكون التكرارات قريبة من التساوى وهى اصلح ما تكون حين يكون الباحث قد خطط تجربته فى الاعمل باستخدام أعداد متساوية، ولكنه لسبب او آخر افتقد بعض الحالات، وتعتمد هذه الطريقة على متوسطات الخانات او الخانات الفرعية. ومعنى ذلك ان مجموع مربعات السطور والاعمدة والتفاعل يتم تعديله باستخدام المتوسط التوافقى لتكرارات الخانات. والسبب الجوهرى فى استخدام المتوسط التوافقى لهذه التكرارات وليس المتوسط الحسابى المعتاد هو ان مربع الخطأ المعيارى للمتوسط يكون حينئذ متناسبا مع $\frac{1}{n}$ وليس مع n .

مثال :

قام باحث باجراء تجربة مخططة حسب التميمم العائلى ذى البعدين لدراسة فعالية ثلاث طرق للتدريس هى طريقة اللقاء والمناقشة والنشاط

(المتغير المستقل الاول ١) بالنسبة لكل من الذكور والاناث (المتغير المستقل الثاني ب) ويوضح الجدول رقم (٧١) البيانات التي حصل عليها .

جدول (٧١) بيانات تصميم عاملي 2×2 لاعداد غير متساوية

طريقة التدريس	اللقاء (١)	المناقشة (٢)	النشاط (٣)	الجنس (ب)
ذكور (ب)	٧ ٢	٨ ٢٤ ٢١	١٦ ١٨	مج م ب = ١٠٥ ن = ٦ م = ٤٦٧
	٦ ٦	١٢ ١٧ ٢٢	١٤ ١٥	
	٤ ٢	١٦ ١٩	١٧	
	ن = ٦ م = ٤٦٧	ن = ٨ م = ١٧٢٨	ن = ١٠٥ م = ١٤	
اناث (ب)	٢٣ ١٨	١١ ٢١ ١٣	٩ ٤٢ ١٨	مج م ب = ١٠ ن = ٦ م = ١٨٦٧
	١٤ ٢٢	١٥ ٢٦	٢٧ ١٦ ٢٠	
	٩ ٢٦	٢٦ ١٤	٣١ ١٧	
	ن = ٦ م = ١٨٦٧	ن = ٧ م = ١٩٤٢	ن = ٨ م = ٢٢	
	مج م ب = ١١ ن = ٦ م = ١٨٦٧	مج م ب = ١٢ ن = ٧ م = ١٩٤٢	مج م ب = ١٣ ن = ٨ م = ٢٢	مج م ب = ١٤ ن = ٩ م = ٢٣
	مج م ب = ١٥ ن = ١٠ م = ٢٤	مج م ب = ١٦ ن = ١١ م = ٢٦	مج م ب = ١٧ ن = ١٢ م = ٢٨	
	مج م ب = ١٨ ن = ١٣ م = ٣١	مج م ب = ١٩ ن = ١٤ م = ٣٣	مج م ب = ٢٠ ن = ١٥ م = ٣٥	
	مج م ب = ٢١ ن = ١٦ م = ٣٦	مج م ب = ٢٢ ن = ١٧ م = ٣٨	مج م ب = ٢٣ ن = ١٩ م = ٤٠	

ولاجراء تحليل التباين للبيانات السابقة يسير الباحث لى الخطوات الاتية :

(١) حساب المتوسط التوافقي لتكرارات الخانات ويحسب بالمعادلة الآتية :

$$ا ت = \frac{ا \times ب}{\frac{1}{ن_{اب}} + \dots + \frac{1}{ن_{اب}} + \frac{1}{ن_{اب}}}$$

$$٦٤٨ = \frac{٢ \times ٣}{\frac{1}{٨} + \frac{1}{٥} + \frac{1}{٧} + \frac{1}{٨} + \frac{1}{٦} + \frac{1}{٦}}$$

(٢) حساب متوسطات الخانات ، ومجاميع السطور والاعمدة ومتوسطاتها، وهذه جميعا موضحة في الجدول (٧١) . الا اننا نحب ان نشير الى ان متوسطات السطور والاعمدة هي متوسطات المتوسطات المحسوبة بالفعل لخانات كل سطر او عمود ، وليست متوسطات الدرجات الخام في هذه الخانات . وبالمثل فان مجاميع السطور والاعمدة هي مجاميع متوسطات خانات كل سطر او عمود وليست مجاميع الدرجات الخام في هذه الخانات . والقيمة (م) في الخانة السفلى الى اليسار في هذا الجدول هي متوسط المتوسطات الستة وكذلك القيمة (مج م م) هي مجموع هذه المتوسطات الستة .

وفي حساب التأثيرات الرئيسية لكل من المتغير المستقل (١) اي الاعمدة ، والمتغير المستقل الثاني (ب) اي السطور، والتفاعل بينهما تعامل البيانات كما لو كان هناك ملاحظة واحدة فقط في كل خانة ، ثم يعدل مجموع المربعات بعد ذلك لتقدير ما يجب ان يكون عليه هذا المجموع بالفعل اذا كان عدد الملاحظات مساويا لما هو عليه في كل خانة .

(٢) حساب مجاميع المربعات على النحو الاتي :

(أ) مجموع مربعات التأثير الرئيسي للمتغير المستقل الأول (١)
او الإعمدة

$$M = T - \frac{1}{b} \sum_{j=1}^b \sum_{i=1}^a x_{ij}^2$$

$$= ٦٤٨ - \frac{1}{2} (٢٢٣٢٤ + ٢٢٦٨ + ٢٢٦٠) = \left(\frac{٢٩٦٦٥}{2 \times 2} \right) - (٢٢٦٠ + ٢٢٦٨ + ٢٢٣٢٤) \frac{1}{2}$$

$$= ٦٤٨ - \frac{1}{2} (١٢٢٢٢٤ + ١٢٥٤٩٨ + ٥٤٤٧٦) = \left(\frac{٢٩٦٦٥}{2 \times 2} \right) - (١٢٢٢٢٤ + ١٢٥٤٩٨ + ٥٤٤٧٦) \frac{1}{2}$$

$$= ٢٨٢١٠ = (١٥٥٦٨٧ - ١٦١٥٩٩) ٦٤٨$$

(ب) مجموع مربعات التأثير الرئيسي للمتغير المستقل الثاني (ب)
او السطور

$$M = T - \frac{1}{a} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b x_{ij}^2$$

$$= ٦٤٨ - \frac{1}{2} (٢٦٠ + ٢٦٨ + ٢٣٢٤) = \left(\frac{٢٩٦٦٥}{2 \times 2} \right) - (٢٦٠ + ٢٦٨ + ٢٣٢٤) \frac{1}{2}$$

$$= ٦٤٨ - \frac{1}{2} (١٢٩٩٦٠ + ٢٢٢٣٦) = (١٥٥٦٨٧) - (١٢٩٩٦٠ + ٢٢٢٣٦) \frac{1}{2}$$

$$= ٦٥٠٩٢ = (١٥٥٦٨٧ - ١٦٥٧٢٢) ٦٤٨$$

(ج) مجموع مربعات التفاعل $a \times b$

$$M = T - \left(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b x_{ij}^2 \right) - \left(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b x_{ij}^2 \right) - \left(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b x_{ij}^2 \right)$$

$$= \left(\frac{1}{a} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b x_{ij}^2 \right) + \left(\frac{1}{b} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b x_{ij}^2 \right)$$

$$= 648 - (247 + 187 + 1738 + 1943 + 14 + 2200) = 11592 - 35678 = 23185$$

(د) مجموع المربعات داخل المجموعات (الخطأ)

$$= (مجس ١ + مجس ٢ + مجس ٤)$$

$$\frac{(مجس ١)}{١٠} + \frac{(مجس ٢)}{١٠} + \frac{(مجس ٣)}{١٠} + \frac{(مجس ٤)}{١٠}$$

$$= (27 + 6 + 4 + + 18 + 20) - \left(\frac{112}{6} + \frac{28}{6} + \dots \right) = 16426 = \left(\frac{180}{8} + \dots \right)$$

(هـ) تلخيص نتائج تحليل التباين في الجدول الآتي :

متدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
طريقة التدريس أو الأعمدة (١)	٢٨٢١٠	٢	١٩١٥٥	٤٠٦
الجنس أو السطور (ب)	٦٥٠٩٢	١	٦٥٠٩٢	١٢٨٠
تفاعل أ × ب	٢٣١٨٥	٢	١١٥٩٢	٢٤٦
داخل المجموعات (الخطأ)	١٦٠٤٢٦	٣٤	٤٧١٨	
المجموع الكلي	٢٨٧٠٣٢	٣٩		

ثامنا - تحليل التباين لمتغيرات تابعة متعددة :

تناولنا فيما سبق الاساليب الاحصائية لتحليل التباين المتعدد المتغيرات المستقلة ، الا أن هذه الاساليب اقتصرت في جميع الحسابات على متغير تابع واحد ، ولهذا تسمى هذه الاساليب بانها من النوع الاحادي المتغير Univariate من وجهة نظر المتغير التابع على الرغم من انها من وجهة نظرنا - تصنف الى فئة المتغيرات المتعددة Mulivariate من وجهة نظر المتغير المستقل .

الا أن من أهم التطورات الحديثة ظهور الاهتمام بتحليل التباين للمتغيرات التابعة المتعددة والذي يسمى اختصارا MANOVA ، وبعد امتدادا لتحليل التباين من النوع الكلاسيكي الذي تناولناه طوال هذا الفصل والمسمى ANOVA ، ويتوازي تماما معه . والفرق الوحيد بين الاسلوبين أن اولهما كما بينا يتعامل مع عدة متغيرات تابعة في وقت واحد ، بينما يتناول النوع الكلاسيكي متغيرا تابعا واحدا في المرة الواحدة . ولهذا يجد الباحث لكل نوع من الاساليب تحليل التباين الكلاسيكي ما يناظره في تحليل التباين المتعدد المتغيرات التابعة ابتداء من تحليل التباين البسيط وحتى اعقد صور التصميم العامل ، سواء أكان من نوع المجموعات المستقلة او المجموعات المرتبطة (ذات القياسات المتكررة) .

وتعتمد الطرق الاحصائية لتحليل التباين لمتغيرات تابعة متعددة على الابتكارات التي شهدتها علم الاحصاء في السنوات الاخيرة مع ظهور منحى النموذج الخطى العام من ناحية ، والتطورات في طريقة تحليل الانحدار المتعدد من ناحية . ولا يتسع المقام في هذا الفصل للدخول في هذه التفاصيل الطنية . وحبنا ان نعرض للمقارن مثالا على استخدام هذا الاسلوب الاحصائي .

مقال :

أجرى أحد الباحثين دراسة على ثلاث مجموعات مختارة من ثلاث كليات جامعية هي الزراعة والهندسة والآداب ، طبق عليهم اختبارين أحدهما يقيس الفهم اللغوي (س١) ، والاخر يقيس القدرة على التفكير التحليلي (س٢) ، وأراد أن يختبر الفرض السفري بأن الامول الكلية الثلاثة التي انتقت منها عينات هذا البحث ايا مراكز متوسطة متساوية في كل من المقاييسين . ويوضح الجدول رقم (٧٢) نتائج هذا البحث .

جدول (٧٢) نتائج تطبيق اختبارين لقياس متغيرين تابعين (س١، س٢) على ثلاث مجموعات (معالجات) من كليات جامعية مختلفة

المتغير المستقل	زراعة		هندسة		آداب	
المتغيرات التابعة	س١	س٢	س١	س٢	س١	س٢
	٢٤	٢٨	٢٣	٥٠	٢٩	٥٠
	٣٥	٢٦	٤٤	٥٧	٤٥	٥٤
	٢٧	٥٩	٤٦	٥٩	٤٠	٤٣
	٢٨	٢٩	٢٢	٥٢	٢٧	٢٤
	١٧	٥٠	٢٦	٥٧	٢٢	٤٠
	٢٧	٥٤	٢٤	٥٦	٤٠	٥٦
	٢٢	١٥	٢٥	٤٥	٥٠	٤٧
	١٥	١٧	٢٨	٤٦	٤٦	٥٣
			٤٤	٥٩	٤٤	٤٣
					٢٥	٥٩
					٤٥	٥٧
					٢٤	٤٩
					٢٤	٤٦
مجموع س	٢٣٥	٧٧٨	٢٤٢	٤٨١	٥١١	٦٢٧
مجموع س١	(٧٥٢)	(١١٧)	(١٢٢٨٧)	(١٥٩٤١)	(٢٠٧١٢)	(٢١٢٢٧)
مجموع س٢	٨٤٥٠		١٨٤٦٣		٢٥٠١٨	

ولتحليل التباين في هذه الحالة يلجأ الباحث الى حساب مصفوفة مجموع المربعات ونواتج حواصل ضرب القيم المتناظرة وهي التي تناظر المجموع الكلي للمربعات في تحليل التباين التقليدي . وحساب هذه المصفوفة ايضا لكل من بين المجموعات وداخل المجموعات واللاذين يناظران مجموعي المربعات الحماثلين في تحليل التباين التقليدي والفرق الجوهري ان كل منصر خارج الخانات القطرية في هذه المصفوفة هو نتاج حاصل ضرب القيم المتناظرة لزوج من المتغيرات التابعة. وتحل هذه القيم محل مربعات المتغير التابع الواحد في تحليل التباين الكلاسيكي . وفيما يلي خطوات هذا التحليل .

(١) حساب مصفوفة بين المجموعات والتي تتألف من ثلاثة عناصر هــسي الخانات القطرية لكل من المتغير التابع الاول (س_١) والمتغير التابع الثاني (س_٢) ، وكذلك حاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين خارج الخانات القطرية . وتحسب قيم هذه العناصر الثلاثة من بيانات الجدول (٧٢) كما يلي :

(أ) مجموع مربعات بين المجموعات للمتغير التابع (س_١)

$$\frac{1^2(511 + 242 + 225)}{12 + 9 + 8} = \frac{1^2(511)}{12} + \frac{1^2(242)}{9} + \frac{1^2(225)}{8} = 530.7$$

(ب) مجموع مربعات بين المجموعات للمتغير التابع (س_٢)

$$\frac{1^2(621 + 481 + 278)}{12 + 9 + 8} = \frac{1^2(621)}{12} + \frac{1^2(481)}{9} + \frac{1^2(278)}{8} = 714.7$$

(ج) مجموع مربعات حاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين (س_١ س_٢) خارج الخانات القطرية

$$= \frac{(131 \times 511)}{13} + \frac{481 \times 242}{9} + \frac{(278 \times 235)}{8}$$

$$= \frac{1390 \times 7089}{30} = 843 \text{ ر } 848$$

(د) بناءً مملوفة بين المجموعات على النحو الآتي

$$= \frac{767 \text{ ر } 520}{843 \text{ ر } 848} = \frac{741 \text{ ر } 1091}{843 \text{ ر } 848}$$

(٢) حساب مملوفة داخل المجموعات أو مملوفة مربعات الخطأ والتي تعتبر أيضاً توسيعاً وامتداداً لمجموع مربعات داخل المجموعات في تحليل التباين الكلاسيكي . وتتألف هذه المملوفة أيضاً من ثلاثة عناصر تتطابق مع العناصر السابقة فيما إذا أنها نفس هذه الحالة لداخل المجموعات . وتحسب قيم هذه العناصر الثلاثة من بيانات الجدول السابق كما يلي :

(١) مجموع مربعات داخل المجموعات للمتغير التابع (س)

$$= \frac{\sum (511) - 20712}{13} + \frac{\sum (242) - 12287}{9} + \frac{\sum (235) - 7021}{8} = 1409 \text{ ر } 523$$

(ب) مجموع مربعات داخل المجموعات للمتغير التابع (م)

$$= \frac{\sum (731) - 21271}{13} + \frac{\sum (481) - 20941}{9} + \frac{\sum (278) - 11712}{8} = 2928 \text{ ر } 902$$

(ج) مجموع مربعات حاصل ضرب القيم المتناظرة للمتغيرين
(سم سم) خارج الخانات القطرية

$$\frac{21 \times 511 - 20 \times 18}{12} + \frac{(48) \times 342 - 18 \times 62}{9} + \frac{278 \times 225 - 8 \times 50}{8} =$$

$$630 \text{ ر } 152 =$$

(د) بناءً مملوكة مربعات داخل المجموعات على النحو الاتي

$$\begin{array}{r} 630 \text{ ر } 152 \\ 2928 \text{ ر } 952 \end{array} \quad \begin{array}{r} 1459 \text{ ر } 22 \\ 630 \text{ ر } 152 \end{array}$$

(٣) تعد مملوكة مربعات داخل المجموعات (مربعات الخطأ) بسط معادلة اختبار دلالة الغرض الصفري في هذه الحالة . اما مقام المعادلة فهو حاصل جمع مملوكتي داخل المجموعات وبين المجموعات .

(٤) استخدام احد اختبارات الدلالة الاحصائية البديلة لاختبار (ف) في تحليل التباين الكلاسيكي . ولعل اشهر هذه الاختبارات معك نسبة الترجيح likelihood - ratio الذي اقترحه ويكس والذي يسمى اختبار المباداة Λ والذي يحسب بالمعادلة الاتية .

$$\frac{[S_v]}{[S_b + S_v]} = \Lambda$$

حيث ان

$$[S_v] = \text{مملوكة داخل المجموعات}$$

$$[S_b + S_v] = \text{حاصل جمع مملوكتي داخل المجموعات وبين المجموعات}$$

ويحسب بسط المعادلة كما يلي :

$$= \left[S_v \right] = \frac{1459.22}{730.152} - \frac{730.152}{2928.952} \times 2.8778 = 1.0$$

كما يحسب مقام المعادلة كما يلي

$$= \left[S_b + S_w \right] = \frac{1990.300}{1474.000} - \frac{1474.000}{4520.767} \times 2.8248 = 1.0$$

وبذلك تصبح قيمة Λ كما يلي

$$\Lambda = \frac{730.152 \times 2.8778}{730.152 \times 2.8248} = 1.05682$$

(٥) تحديد دلالة المبادا . واكثر الطرق شيوعا التي ابتكرها بارتلل والتي تقترب بتوزيع هذا الاختبار من توزيع اختبار كاي (وهو اختبار احصائي سنتناوله بالتفصيل فيما بعد) . وتتلخص الخطوات التي اقترحها بارتلل فيما يلي :

(أ) تحديد درجات الحرية لمربعات بين المجموعات ، وهو في مثالنا (ك - ١) اي ٢ - ١ = ١ وهو يشبه تطبيق التباين الكلاسيكي ١٣ البعد الواحد .

(ب) تحديد درجات الحرية لمربعات داخل المجموعات وهو مثالنا - كما هو الحال ايضا في تحليل التباين التقليدي ذي البعد الواحد - يساوي (ن - ١) اي ٣٠ - ١ = ٢٩ .

(ج) تحديد عدد المتغيرات التابعة المستخدمة في الدراسة وهو في مثالنا يساوي ٢ .

(د) الحصول على معكوس Inverse قيمة المبادا وهو هنا يساوى (- ٥٦٥٢ ر) .

(هـ) تطبيق معادلة بارتلت على النحو الاتي :

$$كا^2 = د ح ب + د ح ر - \frac{1 + د ح ب + غ}{2} (\Lambda -) \times$$

حيث ان :

د ح ب ، د ح ر = درجات الحرية بين المجموعات وداخل المجموعات على التوالي

غ = عدد المتغيرات التابعة

$\Lambda -$ = معكوس المبادا المحسوبة

$$\therefore د ح ب + د ح ر = ١ - ن$$

$$\therefore غ + د ح ب + ١ = ١ + د ح ب + غ + ك$$

\therefore يمكن تعديل المعادلة السابقة لتميح كما يلي :

$$كا^2 = ١ - ن - \frac{غ + ك}{2} (\Lambda -) \times$$

وبالتعويض عن القيم السابقة نحصل على :

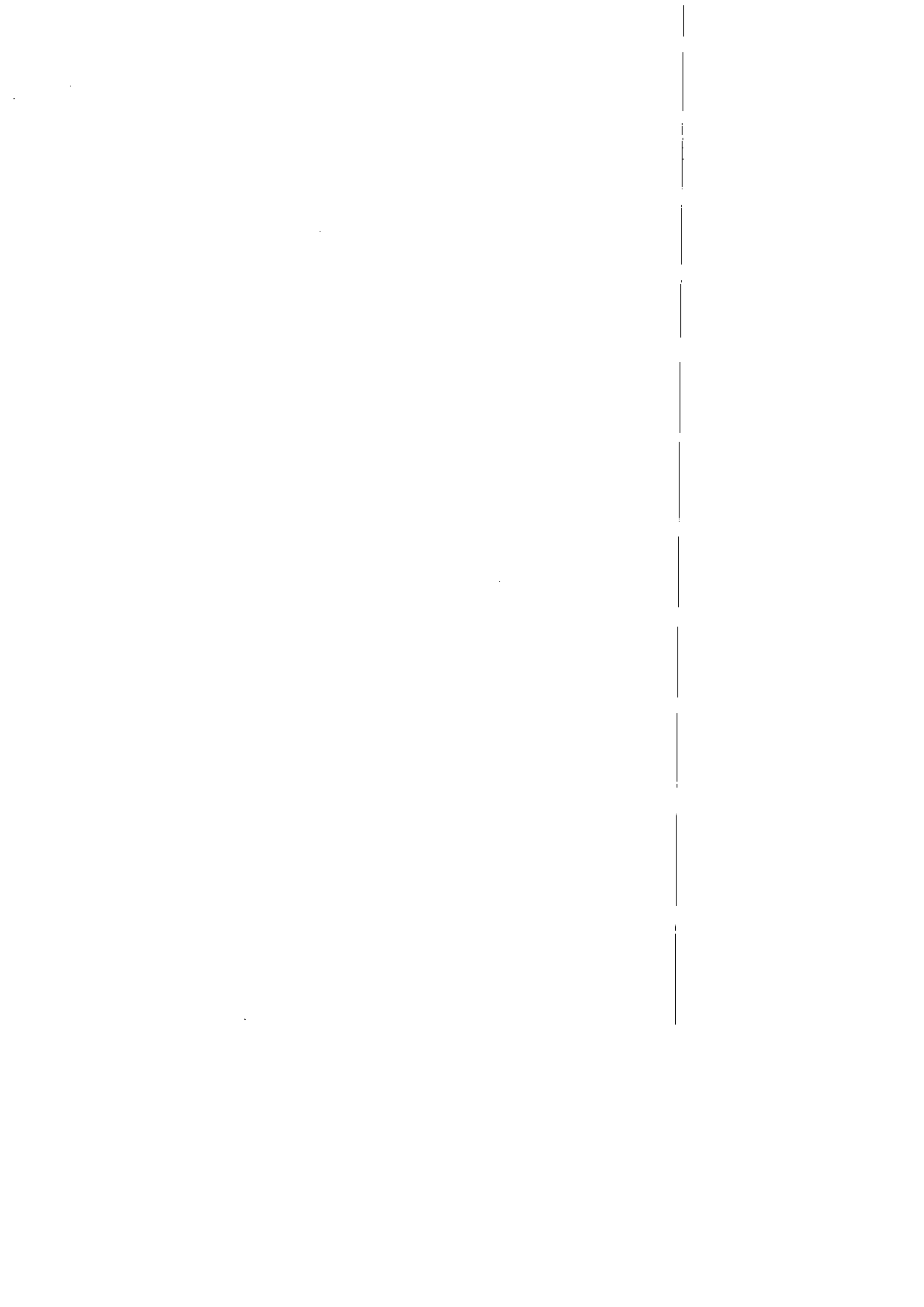
$$كا^2 = ٢٩ - \frac{٥}{2} \times (- ٥٦٥٢ ر) = ١٤٩٨$$

وبالكشف عن دلالة كا^٢ في الملحق رقم (٨) عند درجات حرية تساوى

(غ x د ح ب) اى ٢ x ٢ = ٤ نجد ان القيمة المحسوبة دالة عند مستوى

١٠٪. ومعنى ذلك اننا نرفض الفرض المفرد ونستنتج وجود فروق جوهرية

بين المجموعات الثلاث في المتغيرين التابعين موضع البحث .



الفصل الرابع عشر

المقارنات المتعددة بين المتوسطات

أشرنا في ثنايا الفصل السابق إلى أنه حين يجرى الباحث أسلوب تحليل التباين على بياناته ويحمل على (ف) أو نظائرها دالة فإن الفرض الصفري الذي يتم رفضه في هذه الحالة هو أن متوسط الأصل متساو لجميع المجموعات ، أي أنه لا توجد فروق جوهرية بين المتوسطات المحسوبة للمجموعات المختلفة لانتدائها جميعها إلى أصل واحد ، وإن المعالجات المختلفة لم تحدث تغييرا في هذه المتوسطات بحيث تجعل المجموعات تنتمي إلى أصول مختلفة ، فإذا تم رفض الفرض الصفري وكان عدد المجموعات أكثر من اثنين فإن الاستنتاج الاحتمالي في هذه الحالة هو أن " متوسطات أصول المجموعات ليست متساوية " . إلا أن هذه الميعة لرفض الفرض الصفري ليست كافية بالطبع عندما يكون عدد المجموعات أكثر من اثنين (وهي الحالة التي يستخدم فيها تحليل التباين مادة) لأنها لا تدلنا على أي هذه المتوسطات هو الذي يختلف عنه المتوسطات الأخرى اختلافا دالا .

ولهذا السبب فإن اختبار (ف) أو نظائره يعتبر في هذه الحالة نقطة اتخاذ قرار ، فإن لم تكن القيمة دالة يقبل الباحث الفرض الصفري بصورته الشاملة السابقة ، ولا يحتاج حينئذ إلى خطوة أبعد من ذلك ، وفي هذه الحالة يعتبر خطأ العيقات هو التفسير الأكثر معقولة لحدوث الفروق البسيطة الملاحظة بين المتوسطات . أما إذا كانت قيمة (ف) المحسوبة دالة وتم بذلك رفض الفرض الصفري الشامل فإن هذه النتيجة تبع - حينئذ - خطوة أولية في تحليل البيانات إذ لابد من البحث عن أي الفروق بين المتوسطات هي الدالة بين هذه المتوسطات المتعددة ، وهنا يمكن القول أن نتيجة تحليل التباين في هذه الحالة تشير من الأسئلة أكثر مما تقدم من الإجابات . فالامر يحتاج إلى مزيد من التعمق للحمول على هذه الإجابات من خلال فحص

ان يرغب الباحث في معرفة ما اذا كان $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5$ وما اذا كانت المتوسطات الثلاثة الاولى تختلف عن المتوسطين الآخرين ، ثم ما اذا كانت هذه المتوسطات الخمسة تختلف عن μ_6 .

وتوجد مجموعة من الاعتبارات لابد من التركيز عليها حتى يتمكن للباحث ان يجرى مقارنات متعددة لها معنى نعرضها فيما يلي :

معدلات الخطأ :

ان الموضوع الاساسى الذى يشغل الباحثين في ميدان احصاء المقارنات المتعددة هو احتمال الوقوع في النمط الاول من خطأ الاستدلال الاحصائى . ومعظم الفروق بين الاساليب الاحصائية المختلفة تنشأ عن الاساليب المختلفة لتناول كيفية التحكم في هذا الخطأ . وعلى الرغم من ان المسألة تبدو جرسياً فنية وموضوعية الا انها في حقيقة الامر مسألة ذاتية وتتعل في جوهرها بالطريقة التى يرغب الباحث بهما في تحديد معدل الخطأ ، ومدى رغبته في السماح بحدوث المعدل المحتمل الاقصى لهذا الخطأ .

ويميز (HOWELL, 1987) بين ثلاثة طرق لتحديد معدلات الخطأ او احتمال الوقوع في خطأ من النمط الاول ، ويستخدم في ذلك المصطلحات التى شاعت في ميدان الاحصاء الاستدلالي منذ اوائل الستينيات من هذا القرن ومضى :

(١) معدل الخطأ في المقارنة الواحدة :

وهو النوع الذى تناولناه عند الحديث عن المقارنة بين متوسطين ، وهذا ما يحدث في اى مقارنة واحدة سواء استخدمنا اختبار (ت) او اختبار (ف) بين متوسطين . فمثلاً اذا اجرينا مقارنة بين متوسطين باستخدام اختبار (ت) ورفضنا الفرض النفرى لان (ت) وصلت الى الدلالة عند مستوى ٥.٠٠ ، فائنا في هذه الحالة نتعامل مع معدل خطأ المقارنة الواحدة مقداره (٥.٠٠) .

(٢) معدل الخطأ في طائفة من المقارنات :

ويحدث حين يجرى الباحث مجموعة من المقارنات بين المتوسطات التي حصل عليها حسب تصميم البحث ونظريته ، ومن ذلك مثلاً :

$$1^M < 2^M$$

$$2^M < 4^M$$

$$1^M < 2^M + 4^M$$

واحتمال ان هذه الطائفة من المقارنات تتضمن خطأ واحداً على الأقل من النمط الاول يسمى في هذه الحالة بمعدل الخطأ المتعلق بطائفة من المقارنات .

(٣) معدل الخطأ في التجربة ككل (المقارنات الشائبة الكاملة) :

ويبدل على الخطأ من النمط الاول الذي نتوقع للباحث ان يقع فيه في اى تجربة يجريها ، وتتألف من اكثر من مجموعتين ، اذا كان الغرض الحفري صحيحاً ، عند اجرائه لجميع المقارنات الشائبة الممكنة بين المتوسطات . ولكي نوضح هذا النوع من معدلات الخطأ نعطي المثال الاتي :

نفرض ان احد الباحثين عرض على مجموعتين من الذكور والاناث ٥٠ كلمة ، وطلب من كل منهم انتاج اكبر عدد من التدايعات المرتبطة لكل كلمة . قدر الامكان في وقت لا يتجاوز دقيقة واحدة . ثم قسام بالمقارنة بين الذكور والاناث في عدد التدايعات التي اصدروها لكل كلمة عند مستوى دلالة ٠.٠٥ . ولنفرض ان الغرض الحفري كان دائماً صحيحاً (اي لا توجد فروق بين الجنسين) . اننا في هذه الحالة نلاحظ ان الباحث اجرى ٥٠ مقارنة مستقلة باستخدام اختبار (ت) مثلاً باستخدام مستوى ٠.٠٥ ، وعلى ذلك نتوقع ان حوالي ٥ (٠.٠٥) = ٢ من هذه المقارنات قد يكون دالاً على اساس المصادفة والعشوائية وحدهما . وعلى ذلك فان معدل الخطأ في هذه التجربة ككل هو ٢ من ٥٠ بينما هذا المعدل

بالنسبة الى المقارنة الواحدة هو ٠.٥. ومما يجب ان ننبه اليه ان معدل الخطأ في التجربة هو نوع من التكرار وليس احتمالا كما هو الحال في النومين الآخرين . كما لعلك لاحظت ان الاخطاء الثلاثة يمكن ترتيبها على النحو السابق حسب حجم الخطأ من الأدنى (المقارنة الواحدة) الى الأعلى (التجربة ككل) .

ولعلنا نذكر هنا انه في التجربة التي تتطلب مقارنة واحدة تتطابق الأنواع الثلاثة من معدلات الخطأ . ومع زيادة عدد المقارنات تتفاوت المعدلات الثلاثة فاذا رمزنا لمعدل الخطأ بالرمز (ل)، ولمستوى الدلالة بالرمز (ل) ، ولعدد المقارنات بالرمز (ك) فاننا في هذه الحالة نحمل على القيم الاتية بشرط استقلال المقارنات :

- (أ) عدد معدلات الخطأ بالنسبة للمقارنة الواحدة $L = L'$
 (ب) عدد معدلات الخطأ بالنسبة لطائفة والمقارنات $L = (L' - 1) K$
 (ج) عدد معدلات الخطأ في التجربة ككل $L = K L'$

اما اذا لم تكن المقارنات مستقلة (كما سنوضح فيما بعد) فان النومين أ ، ج من معدلات الخطأ لن يتأثرا ، اما النوع (ب) الخاص بطائفة من المقارنات فهو الذي يتأثر بوضوح بذلك .

المقارنات القبلية والبعديّة :

يوجد تمييز جوهري في ميدان المقارنات المتعددة بين المتوسطات يتمثل في جوهره بموضع هذه المقارنات في مسار البحث . وفي هذا الصدد يتم التمييز بين نوعين :

(١) المقارنات القبلية A priori :

والتي يتم تحديدها أثناء تحديد مشكلة البحث وتخطيطه المبدئي واصياغة فروضه وقبل جمع البيانات . لنفرض ان احد الباحثين توقع بحسن بدء بداية البحث وقبل اجراء التجربة وجمع البيانات وجود فرق دال

بين شرطين معينين من شروط المعالجة (على أساس نظرية البحث ونتائج الدراسات السابقة) ، ومن ذلك شرطى التعلم بالاكتشاف (م٢) والتعلم بالتلقى (م٤) مثلا على الرغم من وجود شرطين آخرين فى نفس التجربة (هما م١ ، م٣) انه فى هذه الحالة يقرر قبل اجراء التجربة بالفعل انه سوف يسعى لاختبار الفرض المفرد الاتى : $m_2 = m_4$. وبالطبع لن يستطيع اختبار هذا الفرض الا بعد اختبار الفرض المفرد العام بتساوى جميع المتوسطات الاربعة باستخدام أسلوب تحليل التباين وتطبيق اختبار (ف) او نظائره .

وهذا النوع من المقارنة هو الأكثر تفضيلا لانه يدل على ان البحث العلمى على درجة جيدة من التنظيم والتخطيط والاتاق ، ولانه كذلك يجعل من السهل التحكم فى احتمال الوقوع فى النمط الاول من اخطاء الاحصاء الاستدلالي ، كما يقلل من احتمال الوقوع فى النمط الثانى من هذه الاخطاء .

(٢) المقارنات البعدية Post-hoc :

على عكس ما سبق فانه فى المقارنات البعدية لا تماغ المقارنات المتعددة الا بعد جمع البيانات وفحصها ، بل - واحيانا - بعد اجراء تحليل لهذه البيانات بالفعل باستخدام أسلوب تحليل التباين . ومعنى ذلك ان هذا النوع من المقارنات يتم بعد وصول الباحث الى نتائج معينة ، ربما لم تكن متوقعة ، وحينئذ يرغب الباحث فى معرفة مما اذا كانت هذه النتائج غير المتوقعة تعزى الى عوامل المصادفة والعشوائية او الى المعالجات والشروط المستخدمة فى التجربة . وطالما ان المقارنات البعدية لا تماغ الى بعد فحص البيانات فانها تتطلب معالجة مختلفة من المقارنات القبليية حتى يكون احتمال الوقوع فى الخطأ من النمط الاول او الثانى من اخطاء الاستدلال الاحصائى فى المستوى المعقول . ولذلك توصف هذه المقارنات بانها غير مخططة . وهى عادة تتم بعدد الحمول على (ف) دالة عند تحليل التباين والتى بها يتم رفض الفرض المفرد العام ، وعادة ما تستغرق جميع المقارنات الشنائية . اصبا

المقارنات القبلية المخططة فإنها يمكن منطقياً إجراؤها سواءً حمل الباحث من تحليل التباين على (ف) دالة أو غير دالة .

على الرغم من أهمية هذا التمييز وشيوعه إلا أن (Ferguson 1981) يرى أنه تمييز غير حاسم من الوجهة العملية . فكثيراً ما يصعب على الباحث التمييز بين المقارنات البعدية والقبلية عند تحليل البيانات التجريبية، بل قد يبدو الأمر غير واقعي بالنسبة للباحث على الرغم مما يوفره هذا التمييز الهام من دقة في النتائج التي يحصل عليها . وعموماً فلو كان الباحث واعياً بهذا التمييز عند إجراء الباحث فإنه في نهاية الأمر هو وبحته المستفيدان الرئيسيان من نفسه .

المقارنات المتعامدة (المستقلة) والمقارنات غير المتعامدة (المرتبطة):

يوجد تمييز هام آخر بين المقارنات من حيث درجة استقلالها أو ارتباطها، وفي هذا الصدد يتم التمييز بين نوعين من المقارنات حسب طبيعة المقارنة :

(١) المقارنات المتعامدة Orthogonal :

ويقصد بها أن تكون هذه المقارنات مستقلة بعضها عن بعض، والمفهوم الأساسي لهذا النوع من المقارنات أن مجموع مربعات داخل المجموعات لا يمكن تقسيمه إلى أكثر من (ك - ١) وأن تكون هذه الأقسام التي ينقسم إليها هذا المجموع مستقلة بعضها عن بعض، وأن تكون لكل قسم درجة حرية واحدة تخصه . وأن يتضمن كل قسم معلومات تخصه . وبهذه الطريقة يمكن تقسيم مجموع المربعات داخلياً المجموعات إلى أقسام عديدة مستقلة من بيانات البحث بقدر ما لدينا من درجات حرية .

(٢) المقارنات غير المتعامدة (المرتبطة) :

هذا النوع والذي يسمى Non — Orthogonal هو عكس النوع السابق حيث تكون فيه المقارنات ليست مستقلة بعضها عن بعض ولذلك فهو يتسم أيضا بعكس جميع خصائص المقارنات المستقلة . لنفرض ان احد الباحثين حصل على ٥ متوسطات لخمسة مجموعات . انه في هذه الحالة يمكنه اجراء ١٠ مقارنات ثنائية كاملة على النحو الاتي :

١م ' ٢م	٢م ' ٣م	٣م ' ٤م	٤م ' ٥م
٢م ' ١م	٢م ' ٣م	٣م ' ٤م	٤م ' ٥م
٣م ' ١م	٣م ' ٢م	٤م ' ٥م	
٤م ' ١م	٤م ' ٢م		
٥م ' ١م			

ولعلك لاحظت ان المتوسط الواحد استخدم في اكثر من مقارنة واحدة ومعنى ذلك ان بعض هذه المقارنات متداخلة اي غير مستقلة . ويمكن القول بصفة عامة ان المقارنات المتعامدة تملح لها منطقيا الطرق التي تستخدم مع المقارنات المخططة او القبلية ، كما ان المقارنات المرتبطة تملح لها طرق المقارنات البعدية ، ومع ذلك فاننا سوف نتعامل معهما كاساسيين مستقلين للتمييز .

ويفيد في الحكم على طبيعة المقارنة وما اذا كانت مستقلة (متعامدة) او مرتبطة (غير متعامدة) النظر الى المقارنة على انها مجموع موزون للمتوسطات . وعلى ذلك ففي مجموعة مؤلفة من ٤ متوسطات يمكن النظر الى الفرق (١م - ٢م) مثلا على انه المجموع الموزون للمتوسطات الاربعة ١م ، ٢م ، ٣م ، ٤م . وتوصف المقارنة بانها متعامدة حين يكون مجموع حوامل ضرب هذه الاوزان صفرا . اما اذا لم نحمل على هذا المجموع الصفرى فان المقارنة في هذه الحالة تصبح مرتبطة او غير متعامدة . ولا يتسع المقام في هذا الفصل لنتناول طريقة حساب هذه الاوزان ، وسوف نتعرض لها عند الحديث عن الانحدار المتعدد في فصل لاحق .

ومن تفاعل التمثيليين السابقين يمكن القول انه يوجد اربعة
انواع من المقارنات المتعددة يوضحها الجدول رقم (٧٣) .

جدول (٧٣) انواع المقارنات المتعددة

ممار البحث			
قبلية	بعديية		
		متعامدة	طبيعية
		مرتبطة	الحقارنة

أولاً - المقارنات اللابلية :

أشرنا الى أن الباحث في تخطيطه للتجربة - وقبل اجرائها
وجمع بياناتها - قد يحوي مجموعة معينة من الفروض تضم التجربة
نفسها لاختبارها ، وتسمى الاختبارات الاحصائية التي تتضمن مثل هذه
الفروض ، الاختبارات القبلية أو المخططة . وفي نفس الوقت فان هذه
المقارنات قد تتسم بالاستقلال بعضها عن بعض بالمعنى الذي شرحناه ،
وقد تكون غير مستقلة . ونعرف فيما يلي مثالا بوضع ذلك مع ملاحظة
اننا نفترض تساوي عدد الحالات في المعالجات المختلفة .

مثال :

نفرض ان احد الباحثين في تخطيطه لتجربة لتقويم آثار اربعة طرق في العلاج النفسي توقع في ضوء الاطار النظري للبحث ما يلي :

(١) ان هناك فرقا بين متوسط المجموعة التي تعرضت للعلاج السلوكي (المجموعة ١) ومتوسط متوسطات المجموعات الثلاث الأخرى التي تعرضت للعلاج بكل من التحليل النفسي (المجموعة ٢) والعلاج باللعب (المجموعة ٣) والعلاج بالعمل (المجموعة ٤) .

(٢) ان هناك فرقا بين متوسط المجموعة التي تعرضت للعلاج بالتحليل النفسي (المجموعة ٢) ومتوسط متوسطي المجموعتين الثالثة (العلاج باللعب) والرابعة (العلاج بالعمل) .

(٣) ان هناك فرقا بين متوسط المجموعة الثالثة (العلاج باللعب) والمجموعة الرابعة (العلاج بالعمل) .

(٤) ان هناك فرقا بين متوسط المجموعتين الأولى والثانية (العلاج السلوكي والعلاج بالتحليل النفسي) من ناحية ومتوسط المجموعتين الثالثة والرابعة (العلاج باللعب والعلاج بالعمل) .

ولنفرض ان الباحث بعد ان أجرى تجربته وقام بتحليلاته الإحصائية حصل على المتوسطات الآتية من مقياس للتوافق الشخصي والاجتماعي .

١٢	٢٢	٣٢	٤٢
١٧	٢٤	٢٧	١٦

كما انه حصل على متوسط مربعات الخطأ (داخل المجموعات) من تحليل بسيط للنتباين (أحادي البعد) هو ١٦ بدرجات حرية (٢٤-٤ = ٢٠) على أساس ان كل مجموعة مؤلفة من ٦ مفحوصين .

ولعلك لاحظت من المثال السابق ان الباحث صاغ فروضه قبل ان يجرى التجربة ويحصل على القيم الاحصائية السابقة .

ولاجراء المقارنات المتضمنة في الفروض السابقة يلجأ الباحث الى الخطوات الاتية :

(١) حساب اوزان (او معاملات) متوسطات العناصر التي تولد كل مقارنة من المقارنات المتضمنة في الفروض السابقة . وتختلف هذه الاوزان حسب هذه العناصر . ففي الفرض الاول مثلاً نجد التركيز على بحث الفرق بين متوسط المجموعة الاولى ومتوسط متوسطات المجموعات الثانية والثالثة والرابعة . ومعنى ذلك ان وزن متوسط المجموعة الاولى في هذه الحالة هو الواحد الصحيح ، اما المجموعات الثلاث الاخرى فنحتاج حساب متوسط متوسطاتها والذي يعنى ان وزن كل منها في هذه الحالة يحادل $\frac{1}{3}$ بمقارنته بمتوسط المجموعة الاولى .

اما بالنسبة الى المقارنة المتضمنة في الفرض الثانى فلاحظ ان متوسط المجموعة الاولى غير مطلوب للمقارنة ولذلك فان وزنه في هذه الحالة يصبح صفراً ، بينما متوسط المجموعة الثانية يقارن بمتوسط متوسطي المجموعتين الثالثة والرابعة ولذلك فان وزن هذين المتوسطين هو $\frac{1}{2}$ بمقارنته بمتوسط المجموعة الثانية التي اصبحت وزنه في هذه الحالة الواحد الصحيح .

هل تستطيع ان تحسب اوزان العناصر المتضمنة في الفرضين الثالث والرابع ؟

(٢) اعداد جدول بهذه الاوزان . ويوضح الجدول رقم (٧٤) ذلك .

جدول (٧٤) اوزان المتوسطات المتضمنة في مقارنات
فروض اربعة للتجربة السابقة

رمز المقارنة	متوسط المجموعات				الفروض
	الاولى	الثانية	الثالثة	الرابعة	
ق _١	١	$-\frac{1}{2}$	$-\frac{1}{2}$	$-\frac{1}{2}$	الاول
ق _٢	صفر	١	$-\frac{1}{2}$	$-\frac{1}{2}$	الثاني
ق _٣	صفر	صفر	١	١	الثالث
ق _٤	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$-\frac{1}{2}$	$-\frac{1}{2}$	الرابع

(٣) تحديد طبيعة المقارنة من حيث الاستقلال (التعادم) او عدم
الاستقلال (الارتباط). تأمل المقارنتين الخاصين بالفرضين
الاول والثاني واحصل على مجموع حاصل ضربهما على النحو الاتي :

$$\text{مجم ق}_١ \text{ ق}_٢ = (١)(٠) + \left(\frac{1}{2}\right)\left(-\frac{1}{2}\right) + \left(-\frac{1}{2}\right)\left(-\frac{1}{2}\right) + \left(-\frac{1}{2}\right)\left(-\frac{1}{2}\right) = \text{صفر}$$

والحصول على المجموع الصفرى في هذه الحالة يدل على
استقلال هاتين المقارنتين .

تأمل المقارنتين ق_٢ ، ق_٣ ، والمقارنتين ق_١ ، ق_٣ ، واحسب
حوامل الضرب في كل حالة ، وسوف تجد انهما مستقلتان ايضا ، حيث
المجموع في الحالتين يساوى صفرا .

ولكن تأمل المقارنتين ق_١ ، ق_٤ ، اننا نحصل في هذه الحالة على
المجموع الآتى :

$$\text{مج ق, ق} = \left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{2}\right) + \left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{3}\right) + \left(\frac{1}{2}\right)\left(\frac{1}{3}\right) + \left(\frac{1}{2}\right)(1) = \frac{2}{3}$$

وحيث أن مجموع حاصل ضرب هاتين المقارنتين ليس صفراً فإنهما ليستا مستقلتين أو متعامدتين ، أي أن بينهما تداخل وارتباط .

ولاختبار المقارنة تختلف الطرق المستخدمة حسب طبيعتها فمن حيث الاستقلال أو الارتباط كما سنبين فيما يلي :

(أ) المقارنات القبلية المتعامدة (المستقلة) :

لعلك لاحظت في المثال السابق أن المقارنات الثلاث الأولى مستقلة أو متعامدة . ومن المنطقي بالطبع أن الباحث في هذه الحالة لن يختبر المقارنة الرابعة منفصلة عن غيرها من المقارنات بسبب اعتمادها على المقارنات الأخرى ، فالمعلومات التي سوف يحصل - في هذه الحالة - من المقارنة الرابعة ستكون زائدة عن الحاجة لأنها تعتمد على نتائج المقارنات الثلاث الأولى .

كيف نحصل على القيمة الاحصائية لكل مقارنة من المقارنات المستقلة ؟ يتم ذلك بواسطة ضرب متوسطات المجموعات المتضمنة في المقارنة في أوزانها المحددة آنفاً وعلى ذلك فإن قيمة المقارنة الأولى للغرض الأول على النحو الآتي :

$$\text{مج ق} = (1)(17) + \left(\frac{1}{3}\right)(24 + 27 + 16) = 23$$

وبعد ذلك نحسب التباين المقدر لهذه المقارنة باستخدام المعادلة الآتية :

$$ع ق = \frac{\text{متوسط مربعات الخطأ (داخل المجموعات)}}{\text{عدد أفراد المجموعة الواحدة}} = \frac{\text{مجموع مربعات أوزان متوسطات المقارنة}}{6} = \frac{2\left(\frac{1}{3}\right) + 2\left(\frac{1}{3}\right) + 2\left(\frac{1}{3}\right) + 2(1)}{6}$$

$$= ٩٣ (١٢٣) = ١٢٤$$

وعلى اساس الفرض الصغرى يفترض الباحث ان قيمة المقارنة تساوى صفراً، وحينئذ يطبق معادلة اختبار (ت) على القيمة المحسوبة للمقارنة على النحو الاتى :

$$ت = \frac{٥٣ - ١٢٤}{١٢٤} = - ٠٤٤$$

وبالكشف عن دلالة (ت) عند درجات حرية = ٢٠ فان هذه القيمة دالة عند مستوى ٠.٠١ وعلى ذلك يمكن رفض الفرض الصغرى وقبول الفرض البديل ، ومعنى ذلك ان متوسط المجموعة الاولى يختلف جوهرياً عن متوسط متوسطات المجموعات الثانية والثالثة والرابعة .

تدريب :

اختبر دلالة المقارنة المتضمنة فى كل من الفرض الثانى والفرض الثالث فى المثال السابق (لمراجعة حلك نذكر لك ان (ت) للمقارنة المتضمنة فى الفرض الاول = ١١٢ والفرض الثانى = ٠٤٨)

(ب) المقارنات القبلية المرتبطة (غير المتعامدة) :

فى حالة وجود مقارنة قبلية غير متعامدة (مرتبطة) كما هو الحال فى الفرض الرابع فى مثالنا السابق فان الطريقة المناسبة لاختبار دلالة الفروق فى مثل هذه المقارنة هو اختبار دُنْ Dunn وفيه تحسب (ت) بنفس المعادلة السابقة . والفرق الجوهرى هو قيمة (ت) الجدولية ولذلك سوف نشير الى قيمتها فى هذه الحالة بالرمز (ت د) . ولكى نوضح طريقة حسابها نذكر الخطوات الاتية :

(١) تحديد مستوى الدلالة المطلوب وليكن ٠.٥

(٢) تحديد عدم الاقسام التى تنقسم اليها مسافة عدم اليقين،

فى حالة الاختبار لى الطرفين تنقسم هذه المسافة على ٢ .

(٣) تحديد عدد المعالجات التي تعد مجموعات المقارنة

جزءاً منها وهي هنا ٤ .

(٤) تحديد درجات الحرية المحسوبة لمتوسط مربعات الخطأ

في تحليل التباين الاولي وهي في مثالنا - ٢ .

وعلى ذلك فلاختبار المقارنة في الفرض الرابع السابق يكون

مستوى (ت د) كما يلي :

$$F_{(0.05, 2, 4)} = 6.59$$

تدريب :

احسب قيمة F في المثال السابق واختبر دلالتها باستخدام

اختبار F (ت د) ، علماً بأن قيمة (ت) عند مستوى ٠.٠٥ ودرجات

حرية ٢٠ يساوي ٨.٤٠ .

الختبار دانيت :

كثيراً ما يحدث في البحوث التجريبية ان يحتاج الباحث الى

المقارنة بين متوسط مجموعة ضابطة ومتوسطات عدة مجموعات تجريبية وقد

استطاع دانيت Dunnett ان يطور طريقة للمقارنات المتعددة

تصلح لهذا الغرض . وبالنسبة فان المقارنات في هذه الحالة تكون من

النوع المرتبط (غير المتعامد) .

وفي هذه الطريقة تحسب (ت) مرة اخرى بنفس المعادلة التي

اشرنا اليها من قبل . والفرق مرة اخرى في تحديد قيمة (ت) الجدولية

المناظرة لاختبار دانيت . والمثال التالي يوضح استخدام هذه الطريقة .

مثال :

قام أحد الباحثين بدراسة تجريبية لتحديد فعالية أربع طرق للتعليم، فعرض ٤ مجموعات لمعالجات مختلفة ولم تتعرض المجموعة الخامسة لأي معالجة (مجموعة ضابطة) وحصل على المتوسطات الآتية للمجموعات الأربع في اختبار تحصيلي :

٣٦٧	=	المجموعة الضابطة م _١
٤٨٧	=	مجموعة التعلم بالتلقين م _٢
٤٣٤	=	مجموعة التعلم بالاكشاف م _٣
٤٧٢	=	مجموعة التعلم الذاتي الموجه م _٤
٤٠٣	=	مجموعة التعلم الذاتي غير الموجه م _٥

وحين طبق أسلوب تحليل التباين البسيط حمل على متوسط مربعات الخطأ (ع خ) = ٨ ر ٢٨ علما بأن عدد المفحوصين في كل مجموعة أي ن = ١٠ .

ولحساب قيمة ت باستخدام اختبار دانيت ورمزها (ت د) للمقارنة بين المجموعة الضابطة وكل مجموعة من المجموعات التجريبية الأخرى فإننا نحدد أولا مستوى الدلالة المختار وليكن ٠.١ كما يلي :

١. في حالة الطرفين أو ٠.١ في حالة الطرف الواحد .

٢. ثم نقسم المقدار على عدد المجموعات (وهي في مثالنا ٥) ثم نحدد قيمتها الجدولية عند درجات الحرية (وهي في مثالنا ٤٥) .

وهكذا تصبح (ت د) في مثالنا لاختبار ذي طرفين كما يلي :

ت د = ٠.٠٠١ والقيمة الجدولية المناظرة لها في جدول (ت) المعتاد هي ١٦٧ ر ٣ .

ولتحديد النسبة الحرجة في هذه الحالة التي يجب ان يحصل
التيها الفرق بين المتوسطين او يتجاوزها نطبق المعادلة الاتية :

$$n \cdot \frac{t^2}{d^2} = \frac{(1.96)^2}{n}$$

$$7760 = \frac{28.8 \times 2}{10} \times 372 =$$

وهو المقدار الذي سوف تتم في ضوءه المقارنة بين الفصروق
المختلفة بين المتوسطات .

ولكى تتم هذه المقارنة بطريقة مبسطة يجب على الباحث ان
يعيد ترتيب متوسطاته تصاعديا حسبما هو موضح في الجدول الاتي (جدول
رقم ٧٥) .

جدول (٧٥) ترتيب المتوسطات تصاعديا للمقارنة بين فروقها

٢٢	٤٢	٣٢	٥٢	١٢	
١٢٠	١٠	٦٧	٢٦	-	٣٦٧ = ١٢
٨٤	٦٩	٢١	-		٤٠٣ = ٥٢
٥٢	٢٨	-			٤٢٤ = ٣٢
١	-				٤٧٢ = ٤٢
-					٤٨٧ = ٢٢

ومن هذا الجدول يتضح ان الفرق بين متوسط المجموعة الضابطة
(١٢) ومتوسطات المجموعات التجريبية الاخرى وصل الى القيمة الحرجة
المحسوبة السابقة (وهي ٧٦٠) في حالتين فقط هما الفرق بين

(١م - ٢م) ومقداره ١٢ ، والفرق بين (١م - ٣م) ومقداره ١٠ .
وبالتالى فان الفرض المفرى بالنسبة لهاتين المقارنتين يمكن رفضه
اما بالنسبة للمقارنتين الاخرين (١م - ٢م) ، (١م - ٣م) فيمكن
قبوله بسبب عدم دلالة هذين الفرقين .

ثانيا - المقارنات البعدية :

تمم بعض التجارب لمجرد تحديد إن كانت توجد اية آثار من
اي نوع للمعالجات المتضمنة فى التجربة . ولهذا عندما يودى تحليل
التباين الى رفض الفرض المفرى الكلى فان الباحث يتوجه باهتمامه
الى استطلاع النتائج التى حصل عليها لمعرفة مصدر التأثير وموضع
الدالة . وتتوافر فى الوقت الحاضر عدة طرق للمقارنات الثنائية
بين المتوسطات ، كما ان احدها (وهو اختبار شيفيه) يمكن ان
يستخدم فى تقويم جميع المقارنات بين المتوسطات فى وقت واحد .
ونعرض فيما يلى لبعض هذه الطرق .

اختبار أدنى فرق دال لفيشر :

يعتبر اختبار أدنى فرق دال - Least Significant Difference Test
الذى اقترحه فيشر عام ١٩٤٩ أول الطرق الاحصائية
لاختبار الفروق بين المقارنات الثنائية ، وهو يتلو مباشرة الحصول
على (ف) دالة من تحليل التباين ، اما اذا لم تكن دالة فان الباحث
لا يكون فى حاجة الى استخدام هذا الاختبار بالطبع .

ويحسب أدنى فرق دال (واختصاره بالانجليزية LSD وبالعربية

(١ ف د) بالمعادلة الاتية :

$$1 \text{ ف د } = \sqrt{\frac{2 \times \text{ع}}{\text{ن}}}$$

حيث أن :

ت = قيمة ت الجدولية عند مستوى الدلالة المختار (وليكن ٠.٠١ ر) مقسوما على (٢) في حالة اختبار الطرفين وعند درجات الحرية المحددة في البحث

$$ع^2 = \text{متوسط مربعات الخطأ (أو التباين داخل المجموعات) .}$$

ن = عدد الافراد في المجموعة الواحدة (بافتراض تساوى عدد الحالات في جميع المجموعات) .

فإذا زادت القيمة المحسوبة للفرق بين متوسطين ($\bar{M}_1 - \bar{M}_2$) عن المقدار المحسوب بمعادلة (أ ف د) فإن الفرق في هذه الحالة يعد دالا ويرفض عندئذ الفرض الصفرى .

الختبار توكى :

هذه الطريقة اقترحها توكى Tukey عام ١٩٥٣ وتسمى أحيانا طريقة الفرق الدال دلالة كلية أو الفرق الدال دلالة امينية ويعتمد هذا الاختبار على ما يسمى مدى احصاءة (ت) Studentized Range وهو من ابتكار وليم سيلى جوست مبتكر جداول (ت) الاصلية

ويحسب مدى احصاءة (ت) بالمعادلة الآتية :

$$\frac{\bar{M}_1 - \bar{M}_2}{\frac{ع^2}{ن}} = 1$$

حيث ١ = مدى احصاءة ت

\bar{M}_1 = أكبر متوسط محارب للمعالجات المختلفة

\bar{M}_2 = أدنى متوسط محسوب للمعالجات المختلفة

• $\sigma^2_{\bar{x}} = \text{متوسط مربعات الخطأ (التباين داخل المجموعات)}$

ويمكن حساب الفرق الحرج الذي يجب ان تتجاوزه الفروق بين المتوسطات حتى يمكن اعتبار الفرق دالا بالمعادلة الآتية :

$$F_c = 1 \times \sqrt{\frac{\sigma^2_{\bar{x}}}{n}}$$

حيث ان :

• $1 =$ مدى احصاءات عند مستوى الدلالة المختار (وليكن ٠.٠١) .
• عند درجات الحرية الخاصة بتباين الخطأ .

• $\sigma^2_{\bar{x}}$ ، ن يدلان على ما دلنا عليه سابقا .

ولتوضيح ذلك نعطي المثال الآتى :

مثال :

نفرض ان احد الباحثين حصل على المتوسطات الآتية لخمسة مجموعات ذات اعداد متساوية $n = 6$

١ ^م	٢ ^م	٣ ^م	٤ ^م	٥ ^م
١٢٥٦	٩٥٤	٢٠٠	٦٤٥	٨٢٢

وبعد اجراء تحليل التباين البسيط حصل على (ف) دالة عند مستوى ٠.٠١ فلما بان متوسط مربعات الأخطاء (داخل المجموعات) = ١٠٥٠ .

ولكى يختبر الباحث موضع الدلالة بعديا قام بترتيب المتوسطات تصاعديا ابتداء من م^٣ = ٢٠٠ وحتى م^١ = ١٢٥٦ فأصبح ترتيب المتوسطات م^٣ ، م^٤ ، م^٥ ، م^٢ ، م^١ . ثم حسب الفرق بين كل متوسط وغيره من المتوسطات الأخرى .

$$\text{وبقسمة هذه الفروق على مقدار } \sqrt{\frac{\sum x^2}{n}} = \sqrt{\frac{10.50}{6}} = 1.324 \text{ ر}$$

نحمل على مدى فروق (ت) لكل منها وهو المدى الذى يرمز له بالرمز (١) والمبين فى الجدول رقم (٧٦) .

جدول (٧٦) مدى (ت) لكل فرق بين متوسطين

	١ ^٢	٢ ^٢	٥ ^٢	٤ ^٢	٣ ^٢	
٣ ^٢	٧٢٢	٤٩٢	٤٠٢	٢٦١	—	
٤ ^٢	٤٦١	٢٣٣	١٤١	—		
٥ ^٢	٣٢٠	٩٢	—			
٢ ^٢	٢٢٨	—				
١ ^٢	—					

وقد أعد جدول خاص لاختبار دلالة مدى (ت) لتحديد القيم الحرجة للقيمة (١) عند عدد معين من المتوسطات التى تتم المقارنة بينهما وعند درجات حرية معينة خاصة بتباين الخطأ فى تحليل التباين الأسمى ، ويمكن الرجوع الى هذا الجدول فى الملحق رقم (٩) .

ومن هذا الجدول يتضح لنا أن قيمة مدى (ت) عند مستوى ٠.٥ وعند ٥ معالجات ودرجات حرية ٢٥ تساوى ٤.١٦. وتعد هذه القيمة هى القيمة المعيارية تقارن بها الفروق المختلفة بين المتوسطات . ومن الجدول (٧٦) نلاحظ أن أكبر قيمة هى ٧٢٢ تتضمن المقارنة بين ٣^٢ م ، ١^٢ م وهى قيمة تزيد على القيمة الحرجة وتدل على فرق دال بالطبع . وعند النظر الى القيمة الأقل من ذلك فى نفس السطر (السطر الأول) نجد الدالة على الفرق بين ٣ م ، ٢ م ومقدارها ٤٩٢ وبمقارنتها بمدى (ت) عند مستوى ٠.٥ أيضا وعند عدد معالجات ٤ ونفس درجات الحرية

(٢٥) نجدها تبلغ ٢٨٩ كقيمة حرجة ، وكما تلاحظ فإن القيمة المحسوبة (٤٩٢) تزيد على هذه القيمة الحرجة وبالتالي فهي دالة أيضا . وتقارن القيمة التالية في الصف ومقدارها ٤٠٢ (٣-٣) (٣-٣) بالقيمة الحرجة عند عدد من المعالجات مقداره (٣) والبالغة (٢٥٢) نجد أن الفرق أيضا دال . أما القيمة التالية والأخيرة (٣-٣) والتي تبلغ ٢٦١ فهي أقل من القيمة الحرجة عند عدد من المعالجات مقداره (٢) والبالغة ٢٩١ .

وعندما ننتقل للسطر التالي نجد أن القيمة ٤٦١ أعلى من القيمة الحرجة عند ٤ معالجات (٣-٣) وبالتالي فهي دالة . أما القيمة التالية (٢٦٣) فهي غير دالة (عند ٣ معالجات بالطبع) وعندئذ تتوقف المقارنات في هذا السطر .

وإذا انتقلنا إلى السطر الثالث نجد أن القيمتين فيه غير دالتين ، وبالمثل القيمة المتضمنة في السطر الرابع والأخير .

وهكذا يستنتج هذا الباحث أن الفروق (٣-٣) ، (٣-٣) (٣-٣) دالة عند مستوى ٥٪ وبذلك ترفض الفروض المفترية لهذه الفروق . ولذلك لاحظت أن الاجراء السابق يتوقف تماما عند أول بادرة لعدم دلالة الفروق بسبب الترتيب التصاعدي للفروق المتوسطة .

الختبار شيفيه :

اقترح شيفيه Scheffé في عام ١٩٥٣ طريقة تنسب اليه تصلح لاجراء أي مقارنات وتصلح أيضا لجميع المقارنات التي يهتم بها الباحث بين أي عدد من المتوسطات بعد أن يجري تحليل التباين الأملى لبياناته ودون أن يكون لديه توقع قبلى بالنتائج من خلال تصميم مقارنات منظمة قبل البدء في التجربة والحصول على البيانات أي أنها طريقة للمقارنات البعدية .

وتحدد القيمة الحرجة التي يجب أن تتجاوزها قيمة الفرق المحسوب بين المتوسطين بالمعادلة الآتية

$$F_c = \sqrt{(1 - k) \times F} \times \sqrt{\frac{\sum (w_i^2)}{n} + \frac{\sum (w_j^2)}{n}} \times \frac{\sigma_c}{\bar{x}}$$

حيث أن

F_c = الفرق الحرج

k = عدد المتوسطات الكلية في التجربة

F = قيمة F عند درجات حرية $k - 1$ من ناحية ودرجات حرية تباين الخطأ من ناحية أخرى .

σ_c = تباين الخطأ

w = وزن المتوسط

n = عدد الأفراد في المجموعة وبافتراض تساوي الأعداد في جميع المجموعات .

مثال :

أجرى باحث تجربة على ٥ مجموعات تعرضت لمعالجات مختلفة فحصل على المتوسطات المبينة في الجدول (٧٥) وللحصول على الفرق الحرج (F_c) من بيانات هذا الجدول نطبق المعادلة السابقة فتصبح كما يلي :

$$F_c = \sqrt{(1 - 5) \times 3.77} \times \sqrt{\frac{\sum (w_i^2)}{10} + \frac{\sum (w_j^2)}{10}} \times \frac{2.88}{\bar{x}}$$

$$= 2.88 \times 2.40 = 6.92$$

ولعلك لاحظت أن قيمة الفرق الحرج باستخدام اختبار توكسي بلغ ٨.٣٠ ، وعلى ذلك فلو أراد الباحث أن يجري مقارنات ثنائية فقط فان اختبار توكسي هو الأكثر صلاحية وليس شيفيه . ولعل ميزة اختبار شيفيه أنه يملح في تقويم جميع المقارنات الممكنة ، وفي هذا لا بد من دفع بعض الثمن ، وهو هنا ارتفاع القيمة الحرجة .

ولكى نوضح امكانيات استخدام اختبار شيفيه نعرض فيما يلي
جميع المقارنات الممكنة بين ٣ معالجات فقط.

$$\begin{array}{ccc} 2, 1 & 3, 1 & 3, 2 \\ 3+2, 1 & 3+1, 2 & 3+1, 3 \end{array}$$

وبالطبع يزداد عدد المقارنات زياده كبيرة مع زيادة عدد
المعالجات . فحين تصبح هذه المعالجات أربعاً مثلاً يكون عدد المقارنات
كما يلي:

$$\begin{array}{cccccc} 2, 1 & 3, 1 & 3, 2 & 4, 1 & 4, 2 & 4, 3 \\ 3+2, 1 & 4+2, 1 & 4+3, 1 & 3+1, 2 & 4+1, 2 & 4+3, 2 \\ 2+1, 3 & 3+1, 3 & 4+1, 3 & 2+1, 4 & 3+1, 4 & 4+1, 4 \\ 2+2, 1 & 4+2, 1 & 4+3, 1 & 2+2, 2 & 3+2, 2 & 4+2, 2 \\ 2+2, 3 & 3+2, 3 & 4+2, 3 & 2+2, 4 & 3+2, 4 & 4+2, 4 \\ 2+2+1, 1 & 4+2+1, 1 & 4+3+1, 1 & 2+2+1, 2 & 3+2+1, 2 & 4+2+1, 2 \\ 2+2+1, 3 & 3+2+1, 3 & 4+2+1, 3 & 2+2+1, 4 & 3+2+1, 4 & 4+2+1, 4 \end{array}$$

الختبار دنكان :

اقترح دنكان في عام ١٩٥٥ اختباراً للمقارنات الثنائيه
البعدية يسمى اختبار المدى المتعدد multiple range والخطوة
الأولى في اجراء هذا الاختبار ترتيب المتوسطات (بعد الحصول على ف
دالة من تحليل التباين الكلى بالطبع) حسب المقدار في مصفوفة
(كما هو مبين في الجدول رقم (٧٧) تم حساب الفروق بين كل
متوسطين في خانات المصفوفة . وبعد ذلك يحسب الباحث أيضا الخطأ
المعياري للمتوسط الواحد بالمعادلة الآتية

$$m_e = \frac{\sqrt{E}}{n}$$

حيث أن

$$\begin{aligned} m_e &= \text{الخطأ المعياري للمتوسط الواحد في المقارنات المتعددة} \\ E &= \text{الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ (التباين داخل المجموعات)} \end{aligned}$$

ولكى نوضح استخدام هذه الطريقة نعطي المثال الآتي:

(Edwards, 1968

الأدنى إلى الأعلى على النحو المبين في الجدول رقم (٧٧)

جدول رقم (٧٧) فروق المتوسطات مرتبة تصاعدياً

المعالجة	المتوسط	(ب)	(ج)	(د)	(هـ)	(و)	(ز)	(ح)	ق
(أ)	٢٤ر٧	١٧ر٠	٣٠ر٩	٣١ر٧	٣٥ر٤	٤١ر٦	٤٥ر٦	٥٢ر٣	ق = ٢ ١١ر٨٨
(ب)	٤١ر٧	١٣ر٩	١٤ر٧	١٨ر٤	٢٤ر٦	٢٨ر٦	٣٥ر٣	٣٥ر٣	ق = ٣ ١٢ر٣٩
(ج)	٥٥ر٦			٤ر٥	١٠ر٧	١٤ر٧	٢١ر٤	٢١ر٤	ق = ٤ ١٢ر٧٢
(د)	٥٦ر٤			٣ر٧	٩ر٩	١٣ر٩	٢٠ر٦	٢٠ر٦	ق = ٥ ١٢ر٩٦
(هـ)	٦٠ر١					٦ر٢	١٠ر٢	١٦ر٩	ق = ٦ ١٣ر١٧
(و)	٦٦ر٣						٤ر٠	١٠ر٧	ق = ٧ ١٣ر٣٢
(ز)	٧٠ر٣							٦ر٧	ق = ٨ ١٣ر٤٤

والخطوة الثانية هي حساب الخطأ المعياري لمتوسط بالمعادلة السابقة على النحو الآتي

$$s_e = \frac{s}{\sqrt{n}} = \frac{4}{\sqrt{2}} = 2.83$$

أما الخطوة الثالثة فهي تحديد أقصى مدى دال لكل سطر من السطور المتضمنة في الجدول السابق . وقد أعد دنكان جداول احصائية لهذا الغرض (راجع الملحق ١٠) .
نفرض أننا أخذنا مستوى الدلالة ٠.٠٥ فإننا نستخدم الجدول الخاص بذلك عند درجات حرية متوسط مربعات الخطأ (التباين داخل المجموعات) وهو في مثالنا ٢٤ لعدد من المعالجات مقداره (٨) ومن هذا الجدول نجد أن قيم المدى الدال لعدد من المعالجات المختلفة لدرجات حرية مقدارها ٢٤ هي كما يلي:

عدد المعالجات	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
قيم المدى	٣.٩٦	٤.١٢	٤.٢٤	٤.٣٢	٤.٣٩	٤.٤٤	٤.٤٨

أما الخطوة الأخيرة فهي الحصول على أقصر مدى دال Shortest Significant range

ويمكن الحصول عليه بضرب كل مدى دال جدولي في الخطأ المعياري للمتوسط . وهكذا يمكن حساب أقصر مدى دال لكل سطر من سطور الجدول (٧٧) على النحو الآتي :

- (١) السطر الأول والمتضمن أقل متوسط . يتسلسل به المتوسطات الأخرى ويرمز لأقصر مدى دال فيه بالرمز (ق) حيث يضرب الخطأ المعياري للمتوسط ومقداره (٣) في قيمة المدى الجدولية عند عدد معالجات مقداره (٢) وهي ٣.٩٦ فنحصل على (١١.٨٨) .
- (٢) السطر الثاني ورمزه (ق_٣) حيث يضرب الخطأ المعياري للمتوسط في قيمة المدى الجدولية عند عدد معالجات (٣)

وهي ١٣ر٤ فنحصل على أقصر مدى دال مقداره (١٢٣٩) .

(٣) وهكذا نستمر في التعامل مع السطور بالتتابع السابق حتى نصل الى السطر الأخير فيكون أقصر مدى دال له هو ١٣ر٤٤ وهو ناتج عن حاصل ضرب ٣ (الخطأ المعياري للمتوسط) في ٤٨ر٤ (وهي قيمة المدى الجدولائية لعدد من المعالجات مقداره (٨) وقد سجلنا قيم أقصى مدى دال في العمود الأخير من الجدول (٧٧) .

كيف نختبر الدلالة في هذه الحالة ؟

طالما أننا رتبنا المتوسطات تصاعدياً حيث متوسط المجموعة (أ) هو الأصغر ومتوسط المجموعة (ح) هو الأكبر فإننا نبدأ باختبار دلالة الفروق للعمود (ح) ثم العمود (ز) وهكذا حتى نصل أخيراً الى العمود (ب) .

ويعد كل فرق في الجدول (٧٧) دالاً إذا زاد على أقصر مدى دال يضافه في العمود الأيسر الأخير (ق) .

وحيث أن (ح - أ) هو مدى المتوسطات الثمانية فإن الفرق يجب أن يزيد على $٨ ق = ١٣ر٤٤$ وهو أقصر مدى دال للمتوسطات الثمانية وحيث أن (ح - ب) هو مدى ٧ متوسطات فيجب أن يزيد على $٧ ق = ١٢ ر ٣٢$ وهو أقصر مدى دال لسبع متوسطات ، وهكذا . وحين نصل الى (ح - و) نجد أن الفرق $١٠ ر ٧$ لا يزيد على $٣ ق = ١٢ ر ٣٩$ وبالتالي فإن هذا الفرق ليس دالاً وبالتالي لن نجرى أي مقارنات بين و ، ز ، ح وتعتبر الفروق بين متوسطات هذه المعالجات الثلاث غير دالة احصائياً ، كما تعد هذه المعالجات فئة فرعية في هذه الحالة .

وباستخدام الطريقة السابقة سوف نجد ما يأتي بالنسبة لبقية المقارنات في العمود (ز) .

(١) الفرق (ز - هـ) $= ١٠ ر ٢$ هو مدى ٣ متوسطات ولا يزيد عن $٣ ق = ١٢ ر ٣٩$ وبالتالي فإن الفروق بين متوسطات هـ ، و ، ز ليس دالة احصائياً وتعد فئة فرعية من المعالجات .

(٢) فى العمود (و) نجد أن الفرق (و - أ) = ٦ ر ٤ وهو
مدى ٦ متوسطات وهو يزيد على ق = ١٣ ر ٧ ، (و - ب)
= ٢٤ ر ٦ وهو مدى ٥ متوسطات ويزيد على ق = ٩٦ ر ١٢ ،
الآن (و - ج) = ١٠ ر ٧ وهو مدى ٤ متوسطات ولكن
لا يزيد على ق = ١٢ ر ٧٢ وبالتالى فإن هذا الفرق يعد فى
هذه الحالة غير دال ، وحينئذ لانجرى اختبارات تالیه
للمعالجات ج ، د ، هـ ، و التى تؤلف فى هذه الحالة
فئة فرعية من المعالجات .

(٣) الاختبار الأخير الذي نجريه هو أ - ب = ١٧ر٠. ولأن هذا الفرق يفوق ق_٣ = ١١ر٨٨ فهو دال . ويمكن تلخيص نتائج التحليل السابق في الشكل الآتي وفيه تمثل الخطوط المجموعات الفرعية للمعالجات التي لم تظهر فروق دالة . أما لامتوسطين ليس تحتها خط فإن الفرق بينهما دال .

ا ب ج د ه و ز ح

ويجب أن ننبه إلى أن الباحث ليس في حاجة إلى حساب جميع الفروق بين المتوسطات على النحو الذي جاء في الجدول (٧٧) • فمثلاً حالما يجد الباحث أن الفرق (ح - و) غير دال فإن (ح - ز) ، (ز - و) لن يختبرا •

الفصل الخامس عشر

تحليل الانحدار المتعدد

أشرنا في الفصل التاسع الى ان معامل الارتباط يمكن استخدامه في التنبؤ بدرجة المفحوص في متغير غير معلوم من معرفتنا بدرجةه في متغير معلوم. وهذه القيمة التنبؤية او التقديرية تتحدد بمعادلة تسمى معادلة الانحدار regression equation

ولكى نوضح طبيعة المعادلة الانحدارية نذكر انها عبارة عن درجة معيارية في الصورة الآتية :

$$\bar{D}_1 = r_{12} \times D_2$$

حيث ان

\bar{D}_1 = الدرجة المعيارية المقدرة او المتنبأ بها في المتغير (١) المجهول .

D_2 = الدرجة المعيارية في المتغير (٢) المعلوم .

r_{12} = لعامل الارتباط بين المتغيرين ١ ، ٢

لنفرض ان $D_2 = 1.3$ وان $r_{12} = 0.75$ فان افضل تقدير للدرجة المعيارية لهذا المفحوص في المتغير (١) هو

$$\bar{D}_1 = 0.75 \times 1.3 = 0.975$$

ومعنى ذلك ان هذا المفحوص أعلى من المتوسط بمقدار ٩٧٥ من وحدة انحراف معياري .

إلا أننا في المثال السابق نتعامل مع متغير مستقل (منبئ)
واحد ومتغير تابع (محك) واحد أيضا . وفي بعض البحوث قد يتعامل
الباحث مع متغير تابع (محك) واحد وعدة متغيرات مستقلة (منبئات)
والحوال في هذه الحالة يكون كما يلي :

ما هو عدد الدرجات في المنبئات التي يمكن الربط بينهما
للتنبؤ بالنجاح المدرسي ؟ .

لعلك تلاحظ في هذه الحالة ان معامل الارتباط البسيط كاقتران
بين متغيرين فقط لا يطلع ولذلك لابد من حساب معامل الارتباط المتعدد
. multiple correlation

معامل الارتباط المتعدد :

يحدد معامل الارتباط المتعدد العلاقة بين متغير واحد (هو
المتغير التابع او المحك) ومتغيرين مستقلين (منبئين) او اكثر
ترتبط فيما بينها باوزان ذات حد امثل . وبالطبع فان الارتباط
المتعدد يرتبط بالعلاقات بين المتغيرات المستقلة بعضها ببعض من
ناحية وكذلك ملاقاتها بالمتغير التابع .

مثال :

نفرض ان احد الباحثين يهدف الى دراسة العلاقة بين النجاح
المدرسي كما يقاس باحد الاختبارات التحصيلية كمتغير تابع (او محك)
ويرمز له بالرمز (س) من ناحية وعدد من المتغيرات المستقلة
المنبئة به وهي :

(أ) اختبار الاستعداد الرياضي (س ٢)

(ب) اختبار القياس التمثيلي من بطارية تقيس القدرة
الاستدلالية (س ٣) .

(ج) الدرجة الكلية في امتحان نهاية العام المنصرم (س١) .

(د) ميل الطالب للمادة الدراسية كما يقيمه أحد اختبارات
الميول (س٢) .

وحسب معاملات الارتباط بين المتغيرات الخمسة السابقة وحصل
على المصفوفة الارتباطية التالية (جدول ٧٨) (هذه البيانات عمن
(Guilford & Fruchter, 1978

جدول (٧٨) مصفوفة ارتباط بين ٥ متغيرات

المتغير	س١	س٢	س٣	س٤	س٥
س١		٠.٤٦٥	٠.٨٢	٠.٤٦٥	٠.٣٦٥
س٢	٠.٤٦٥		٠.٦٢	٠.٤٠١	٠.١٩٧
س٣	٠.٨٢	٠.٦٢		٠.٣٩٦	٠.٢١٥
س٤	٠.٤٦٥	٠.٤٠١	٠.٣٩٦		٠.٣٤٥
س٥	٠.٣٦٥	٠.١٩٧	٠.٢١٥	٠.٣٤٥	

كيف يحسب معامل الارتباط المتعدد ؟

لتسهيل فهم العمليات الاحصائية المتضمنة في حساب معامل
الارتباط المتعدد نبدأ ببسط نموذج وهو معامل الارتباط بين ثلاثة
متغيرات احدها متغير تابع والاخران متغيران مستقلان . وفي الجدول
السابق قد يسأل الباحث نفسه ما هي العلاقة بين المتغير التابع (س١)
والمتغيرين المستقلين (س٢ ، س٣) . ان ابسط معادلة في هذه الحالة
هي معادلة مربع معامل الارتباط المتعدد كما يلي :

$$\frac{[43 \times 41 \times 31]^2}{43 \times 41 - 1} + 41^2 + 31^2 = 4301 \times 41^2$$

وبالطبع فإن الجذر التربيعي للمقدّر 4301×41^2 هو معامل الارتباط المتعدد بين المتغيرات الثلاثة .

ويحسب مربع معامل الارتباط المتعدد للمثال السابق كما يلي :

$$\frac{(2 \times 583 \times 546 \times 396) + (583)^2 + (546)^2}{(396)^2 - 1} = 4301 \times 41^2$$

$$= 0.45766$$

وبالحصول على الجذر التربيعي للمقدار السابق يكون معامل الارتباط المتعدد مساوياً للقيمة 0.677 .

معادلة الانحدار المتعدد :

حتى يمكننا التنبؤ بالدرجة في المتغير التابع من درجتين أو أكثر لمتغيرات مستقلة لابد من حساب معادلة للانحدار المتعدد والتي تتضمن جميع متغيرات البحث . ومن مثالنا السابق يتضح لنا أن معامل الارتباط بين الدرجات المتنبأ بها والدرجات التي حملناها عليها بالفعل للمنبهات هو 0.677 . وهذا هو تفسير آخر لمعنى معامل الارتباط المتعدد كما يقول جيلفورد وفرتشر .

ويمكن صياغة معادلة الانحدار المتعدد لمتغيرات ثلاثة على النحو الآتي :

$$\bar{y} = 1 + (3.021 \times x_1) + (2.31 \times x_2)$$

حيث ان :

$\bar{S}_1 =$ الدرجة المتنبأ بها من درجات المتغيرات المستقلة .

أ = مقدار ثابت يجب حسابه من بيانات البحث ووظيفة هذا الثابت ان يؤكد أن متوسط قيم (س_١) تتطابق مع متوسط قيم (س_١) الأصلية .

ب = معامل يفيد في تحقيق نفس مهمته في حالة معادلة الانحدار البسيط بالنسبة لمتغيرين. ويعد الوزن في هذه الامثل ويسمى المعامل البائى وسوف نوضح فيما يلى طريقة حسابه .

حساب المعامل البائى :

لا يحصل الباحث على المعامل البائى المشار اليه في المعادلة السابقة مباشرة من معاملات الارتباط وانما من خلال تحويلات تسمى معاملات بيتا Beta Coefficients وهي عبارة عن معاملات الانحدار الجزئى المعيارية .

ويمكن الحصول على معاملات بيتا بالمعادلة الآتية (للمتغيرات الثلاث السابقة)

$$\beta_{12} = \frac{(r_{13} \times r_{23}) - r_{12}^2}{r_{23}^2 - 1}$$

$$\beta_{21} = \frac{(r_{13} \times r_{23}) - r_{12}^2}{r_{23}^2 - 1}$$

وفي مثالنا السابق يمكن ان نحصل على معاملات بيتا كما يلى:

$$\beta = \frac{(396 \times 435) - 582}{(396)^2 - 1} = 4031$$

$$\beta = \frac{(396 \times 374) - 546}{(396)^2 - 1} = 3041$$

وبعدئذ يمكن الحصول على المعاملات البائية بالمعادلة

$$\text{الآتية : } 4031 \times \frac{14}{24} = 4031$$

$$3041 \times \frac{14}{24} = 3041$$

حيث يدل الرمز ع_١ ، ع_٢ ، ع_٣ ، على الانحرافات المعيارية للمتغيرات الثلاثة . نفرض أن هذه القيم كانت كما يلي ٩ر٠ ، ١٧ر٠ ، ١٩ر٤ على التوالي . إننا حينئذ يمكن أن نعوض في المعادلتين السابقتين كما يلي .

$$223 = 435 \times \frac{9}{17} = 4031$$

$$175 = 374 \times \frac{9}{19.4} = 3041$$

حساب المقدار الثابت (أ) :

كيف يحسب المقدار الثابت (أ) حتى نحصل على جميع القيم المتضمنة في معادلة الانحدار المتعدد ؟

يمكن تقدير قيمة هذا المقدار من الاعتماد على متوسطات المتغيرات الثلاثة (كبداية للقيم س) جميعا في المثال السابق .

نفرض أن هذه المتوسطات كما يلي :

$$728 = \bar{M}$$

$$٣م = ٤٩$$

$$٤م = ٦١ار$$

فإذا عوضنا بهذه القيم عن الرموز الواردة في المعادله الأساسية للانحدار المتعدد وهي :

$$س١ = ١ + (٤٠.٣١٦ \times س٣) + (٣٠.٤١٦ \times س٤)$$

فان (١) تصبح كما يلي :

$$١ = س١ - (٤٠.٣١٦ \times س٣) - (٣٠.٤١٦ \times س٤)$$

$$= ٧٣٨ = (٢٢٣ \times ٤٩) + (١٧٥ \times ٦١ار) = ٨م$$

الصيغة النهائية لمعادلة الانحدار المتعدد :

يمكن التعبير عن الصيغة النهائية لمعادلة الانحدار المتعدد في هذه الحالة على النحو الآتي :

$$س١ = ٨م + ٢٢٣س٣ + ١٧٥س٤$$

ومعنى ذلك أنه مع كل زياده في المتغير س٣ بما يعادل وحده كامله فان المتغير س١ يزداد بمقدار ٢٢٣ من الوحدة ، ولكل زياده تساوى وحده كامله في المتغير س٣ أيضا ما يعادل ١٧٥ من المتغير س٣ ولتطبيق هذه المعادلة على حالة مفحوص بذاته حصل في المتغير س٣ على الدرجة ٢٠ وفي المتغير س١ على الدرجة ٣٥ فاشنا نستطيع أن نتنبأ بدرجة في المتغير س٣ كما يلي :

$$س١ = ٨م + ٤٦٦ + ٦١٢٥ = ٦٢٣٦٥$$

حساب معامل الارتباط المتعدد لأكثر من ثلاثة متغيرات :

إذا كان لدينا أكثر من ثلاثة متغيرات فان مشكلة الانحدار المتعدد تصبح أكثر تعقيدا وتحتاج الى جهد طويل ، وقد يسرت برامج الحاسوب المتوافرة في الوقت الحاضر على الباحثين الجهد والوقت في حساب معاملات الارتباط المتعدده والتحليلات الانحدارية. في هذه الحالة، الا أن مما يؤسف له أن معظم الباحثين يأخذون هذه الأمور الاحصائية

الجادة مأخذ التساهل والاهمال ، وقد يملكون صفحات بحوثهم بالجداول الإحصائية من هذا القبيل دون أن يدركوا مغزاها الصحيح .

وفي رأينا أن الباحث لابد أن يتدرب بالطريقة الكلاسيكية على تناول المسائل الإحصائية المعقدة حتى يدرك معناها بالنسبة لبحثه ويلهم طبيعتها الأساسية .

والطريقة الشائعة لحساب معامل الارتباط المتعدد وإجراء التحليل الانحدارى المتعدد أيضا لأكثر من ثلاثة متغيرات تسمى طريقة دوليتل Doolittle ، وهي واحدة من طرق كثيرة تتعامل مع المعادلات المتأنية . وسوف نطبق هذه الطريقة على جميع البيانات الواردة فى الجدول رقم (٧٨) الذى يتضمن ٥ متغيرات أحدها (سم) متغير ناتج والمتغيرات الأربعة الأخرى من نوع المتغيرات المستقلة .

وتشير الطريقة فى خطوات منتظمة ولذلك تسمى طريقة تحليل الانحدار المنتظم Step-wise regression annlysis .
على النحو الآتى :

أولاً - نضع فى العمود الأول معاملات الارتباط بين المتغير سم وباقي المتغيرات ، وهذه المعاملات نحصل عليها مباشرة من الجدول (٧٨) وقد وضعنا فى العمود (سم) الواحد الصحيح لأن الخانات القطرية فى هذا الجدول يجب أن تملأ ، وتتطلب طريقة دوليتل استخدام الواحد الصحيح .

ثانياً - نجمع القيم العددية فى السطر (أ) ونسجل المجموع فى العمود الأخير ، وهذا المجموع سوف يفيد فى أغراض المراجعة فيما بعد .

ثالثاً - انقسم الأعداد الواردة فى السطر (أ) على المقدار (- ١٠٠٠٠) ويشمل ذلك جميع هذه القيم شاملة المجموع .

رابعاً - نضع فى السطر (ج) معاملات الارتباط المتبقية بين سم وباقي المتغيرات ، لاحظ أن معامل الارتباط بين سم ، سم سبق تسجيله فى السطر (أ) وبالتالي يجب ألا يعاد تسجيله فى هذه

الخطوة ، وهذا ما تقدمه بقولنا (معاملات الارتباط المتبقية) ، وقد وضعنا الواحد الصحيح في الخانة (س) كما قلنا من قبل بالنسبة للمتغير (س) .

خامسا - اجمع جميع معاملات الارتباط مع المتغير س شاملة معامل الارتباط بين س ، س المسجل في السطر (أ) والمجموع الذي تحمل عليه في هذه الحالة هو ٢٧٥٦٠

سادسا - اضرب القيم الموجودة في السطر (أ) ابتداءً من (س) بالمقدار الوارد في العمود س في السطر (ب) وهو (- ٦٢٠)

سابعا - ضع في السطر (هـ) مجموع جميع الأعداد في السطر (جـ) (د) ثامنا - السطر (و) يتضمن قسمة جميع الأعداد في السطر (هـ) بالرقم الوارد في السطر (هـ) تحت العمود (س) مع تغيير الإشارة الجبرية . وهذا الرقم بعد تغيير اشارته هو (- ٨٤٢)

تاسعا - في الخطوة يكون الباحث مستعدا لاجراء أول مراجعة لعملياته الحسابية . فاذا جمع القيم العددية في السطر (و) دون أن يتضمن ذلك العمود الأخير في اليسار ، فان هذا المجموع يجب أن يساوى تقريبا (- ٨٧٢٠) في هذا المثال ، وهو المقدار الذي حصلنا عليه من الخطوات التي وصفناها حتى الآن . فاذا وجد الباحث اختلافا جوهريا (أى بعايزيد عن الكسر العشري الرابع) ولذا استخدمنا في المثال الأعداد الى أقرب رابع خانه عشرية (فمن الواجب في هذه الحالة مراجعة السطر هـ) وذلك بجمع قيم هذا السطر دون العمود الأخير الى اليسار . فاذا لم يتطابق المجموع مع القيمة الواردة في هذا العمود فلا بد من وجود خطأ وحينئذ لابد للباحث من امادة حساباته من جديد .

عاشرًا - في السطر (ز) ضع معاملات الارتباط المتبقية مع المتغير (س) مع وضع الواحد الصحيح في خانة س في هذا السطر .

هادي عشر - اجمع جميع معاملات الارتباط مع المتغير (س٤) بنفس الطريقة التي تمت مع المتغير (س٣) وسجل المجموع في العمود الأخير الى اليسار .

ثاني عشر - القيم الموجودة في العمود (ح) هي حاصل ضرب القيم الموجودة في السطر (أ) في العدد الموجود في السطر (ب) تحت العمود س٤ وهذا العدد هو (- ٤٠١٠) .

ثالث عشر - القيم الموجودة في العمود (ط) هي حاصل ضرب الأعداد في العمود (هـ) في العدد الموجود في السطر (و) تحت العمود س٤ وهذا العدد هو (- ٢٤٩٢)

رابع عشر - اجمع افقيا الأعداد في السطور (ز) ، (ح) ، (ط) وسجل المجاميع في السطر (ي) .

خامس عشر - اقسم السطر (ي) على العدد الموجود في العمود (س٤) مع تغيير اشارته ، وهذا العدد هو (- ٧٩٦٧) فنحصل على السطر (ك) .

سادس عشر - راجع عملياتك الحسابية بجمع السطر (ك) دون العمود الأخير الى اليسار - فاذا اتفق المجموع مع القيمة الواردة في هذا العمود دل ذلك على صحة عملياتك الحسابية .

سابع عشر - وما بعدها يتبع الباحث نفس الخطوات السابقة لكل سطر من السطور ل ، م ، ن ، س ، ع ، ف . وتتم المراجعة النهائية بنفس الطريقة السابقة في العمود (ف) .

ويوضح الجدول رقم (٧٩) جميع الخطوات السابقة وبالطبع اذا كان لدى الباحث عدد أكبر من المتغيرات فانها تعامل بنفس الطريقة السابقة وذلك بتوسيع الجدول السابق بعدد أكبر من الأعمدة والسطور . واذا كان عدد المتغيرات أقل من ذلك فان عدد السطور والأعمدة بالضرورة يكون أقل ولعلك لاحظت أن الجدول مصمم في صورة مجموعات غرضية من العمليات الإحصائية، وكل مجموعة تبدأ

بمعاملات ارتباط متغير معين وتنتهي بالقسمة على العدد الذى يؤكد الرقم (١٠٠٠٠) باعتبار العدد الأول فى السطر الأخير فى المجموعة . كما نلاحظ أيضا أن العمل منتظم انتظاما شديدا طوال التحليل الاحصائى . فكل متغير يمكن النظر اليه على أنه متغير تابع الا أنه حينئذ يجب أن يكون العمود الدال عليه فى موضع يسبق العمود الأخير فى اليسار . ولهذا السبب وضعنا العمود (س) فى مثالنا - وهو الدال على المتغير التابع - كآخر أعمدة المتغيرات فى الترتيب فى الجدول رقم (٧٩) . ولهذا السبب ايضا يسمى تحليل الانحدار تحليل الانحدار المنتظم أو تحليل الانحدار خطوة - خطوة Stepwise

حساب معاملات بيتا +

ما تم حتى الآن ليس الا جزءا من طريقة دوليتل، فلا بد أن تنتهى هذه الطريقة بالحصول على معاملات بيتا والتى يحمل عليها الباحث بطريقة " العمل الى الوراء " لأنه يعمل فى الاتجاه العكس للخطوات المتضمنة فى الجدول رقم (٧٩) . وبالطبع فان هذه الخطوات الجديدة يمكن وضعها فى صورة جدول جديد ولكننا - اختصارا للوقت - سوف نضعها فى صورة المعادلات الأساسية .

(١) يحسب الباحث أولا المعامل $\beta_{0.1}$ ويمكن الحصول عليه مباشرة من الجدول السابق ، فهو العدد الموجود فى السطر (ف) والعمود (س) الدال على المتغير التابع بعد تغيير اشارته الجبرية من السالب الى الموجب وعلى ذلك فان قيمة هذا المعامل هى (+ ١٦٠٧) ولذلك تسمى هذه القيمة (- ف س) (٢) يتطلب حساب معاملات بيتا الأخرى جهدا احصائيا أكبر ولذلك سوف نسير على حسب طريقة (Guilford, 1956) خطوة خطوة على النحو الآتى :

$$(١) \quad \beta_{0.1} = (- ف ، س) = + ١٦٠٧ \text{ كما بينا}$$

$$(ب) \quad \beta_{0.12} = (- ك ، س) + (\beta_{0.1} \times ك ، س)$$

$$= ٣٥٠٦ + (١٦٠٧ \times ٣٠١٢) = + ٣٠٢٢$$

$$(ج) \quad \beta_{0.123} = (- و ، س) + (\beta_{0.1} \times و ، س) + (\beta_{0.12} \times و ، س)$$

$$= ٤٧٠٢ + (١٦٠٧ \times ١٥٢٤) + (٣٠٢٢ \times ٢٤٩٣)$$

$$= + ٣٧٠٣$$

جدول (٧٩) استخدام طريقة دوليثل لحساب معامل الارتباط المتعدد

المجموع/المراجعة	المتغيرات					السطر
	س١ المجموع	س٥	س٤	س٣	س٢	
٢٦٢٥٠ ٢٦٢٥٠ -	٤٥٦٠ ٤٥٦٠ -	١٩٧٠ ١٩٧٠ -	٤٠١٠ ٤٠١٠ -	٦٢٠ ٥٦٢٠ -	١٠٠٠٠ ١٠٠٠٠ -	(أ) (ب)
٢٧٥٦٠ ١٤٧٥٢ -	٨٣٠ ٢٦١٢ -	٢١٥٠ ١١٠٧ -	٣٩٦٠ ٢٢٥٤ -	١٠٠٠ ٣١٥٨ -		(ج) (د)
١٢٨٠٨ ١٨٧٢٠ -	٣٢١٧ ٤٧٠٢ -	١٠٤٣ ١٥٢٤ -	١٧٠٦ ٢٤٩٣ -	٦٨٤٢ ١٠٠٠٠ -		(هـ) (و)
٢٦٨٨٠ ١٠٥٢٦ - ٣١٩٢ -	٤٦٠ ١٨٦٥ - ٨٠٢ -	٣٤٥٠ ٠٧٩٠ - ٠٢٦٠ -	١٠٠٠٠ ١٦٠٨ - ٠٤٢٥ -			(ز) (ح) (ط)
١٣١٦١ ١٦٥١٩ -	٢٧٩٣ ٣٥٠٦ -	٢٤٠٠ ٣٠١٢ -	٧٩٦٧ ١٠٠٠٠ -			(ي) (ك)
٢١٢٢٠ ١٧١ - ١٩٥٢ - ٢٩٦٤ -	٣٦٥٠ ٠٩١٦ - ٠٤٩٠ - ٠٨٤١ -	١٠٠٠٠ ٠٣٨٨ - ٠١٥٩ - ٠٧٢٣ -				(ل) (م) (ن) (س)
١٠١٢٣ ١١٦٠٧ -	١٤٠٣ ١٦٠٧ -	٨٧٣٠ ١٠٠٠٠ -				(ع) (ف)

$$\begin{aligned}
 & (\text{س}_4 , \text{ب} \times \text{ر}_4^{\text{ب}}) + (\text{س}_5 , \text{ب} \times \text{ر}_5^{\text{ب}}) + (\text{س}_1 , \text{ب} -) = \text{ر}_1^{\text{ب}} \\
 & \quad + (\text{س}_2 , \text{ب} \times \text{ر}_2^{\text{ب}}) + \\
 & = 4650 + (1607 \text{ ر} \times 1970) + (2022 \text{ ر} \times 4010) \\
 & \quad + (3703 \text{ ر} \times 6220) + \\
 & = 1039 \text{ ر}
 \end{aligned}$$

ويجب قبل الاستمرار في العمليات الحسابية التوقف لمراجعة ماتم في حساب معاملات بيتا ، ويمكن تحقيق ذلك بالمعادلة الآتية :

$$\text{ر}_1^{\text{ب}} = \text{ر}_1^{\text{ب}} + (\text{ر}_4^{\text{ب}} \times \text{ر}_4^{\text{ب}}) + (\text{ر}_2^{\text{ب}} \times \text{ر}_2^{\text{ب}})$$

وبالتعويض عن القيم السابقة نحصل على :

$$\begin{aligned}
 & (1039 \times 197) + (2703 \times 210) + (2022 \times 245) \\
 & + 1607 = 3651
 \end{aligned}$$

وحيث أن معامل ارتباط $\text{ر}_1^{\text{ب}} = 365$ في صفوف الارتباط الأصلية يمكننا أن نستنتج صحة العمليات الحسابية السابقة . وبالطبع يمكن تلخيص الخطوات السابقة لحساب معاملات بيتا في جدول شبيه بالجدول (٧٩) لتسهيل عمليات الحساب على الباحث .

حساب الأوزان الانحدارية ومعامل الارتباط المتعدد :

لعلك تذكر أن كل معامل باثي مطلوب في معادلة الانحدار المتعدد يمكن الحصول عليه من معاملات بيتا المناظرة له ، كما أن المقدار الثابت (أ) في المعادلة يتم الحصول عليه من معامل الارتباط المتعدد .

حساب معامل الارتباط المتعدد والأوزان الانحدارية لأكثر من ثلاثة متغيرات :

يمكن الحصول على معامل الارتباط المتعدد بتوسيع نطاق معادلته الأساسية التي عرضناها في مطلع الفصل لتشمل أي عدد من المتغيرات . ومربع معامل الارتباط المتعدد هو في جوهره حاصل ضرب معاملات بيتا في نظائرها من معاملات الارتباط أي أن :

$$\begin{aligned}
 \text{ر}^2 = & (\text{ر}_1^{\text{ب}} \times \text{ر}_1^{\text{ب}}) + (\text{ر}_2^{\text{ب}} \times \text{ر}_2^{\text{ب}}) + (\text{ر}_3^{\text{ب}} \times \text{ر}_3^{\text{ب}}) \\
 & + \dots + (\text{ر}_5^{\text{ب}} \times \text{ر}_5^{\text{ب}})
 \end{aligned}$$

وكذلك فإن معاملات المقدار الثابت (١) في المعادلة الانحدارية يمكن الحصول عليها أيضا بتوسيع نطاق المعادلة الأساسية لتشمل أي عدد من المتغيرات ، وهي في جوهرها عبارة عن متوسط المتغير التابع أو المحك (س_١) مطروحا منه حوامل ضرب المتوسطات الأخرى في أوزانها الباعية المناظرة ، أي أن :

$$1 = \bar{M} - (\bar{B}_1 \times \bar{M}_1) - (\bar{B}_2 \times \bar{M}_2) - (\bar{B}_3 \times \bar{M}_3) - (\bar{B}_4 \times \bar{M}_4) - (\bar{B}_5 \times \bar{M}_5) - \dots$$

ويوضح الجدول رقم (٨٠) طرق حساب معامل الارتباط المتعدد والأوزان الانحدارية لمثالنا الحالي (من (Guilford, 1965)

جدول (٨٠) حساب معامل الارتباط المتعدد والأوزان الانحدارية

لخمسة متغيرات

المتغيرات المستقلة	س _١	س _٢	س _٣	س _٤	س _٥	م	ب _١ ك	ب _٢ ك	ب _٣ ك	ب _٤ ك	ب _٥ ك	(م-ب _١ ك)
س _١	١٠٣٩	٤٦٥	٠٤٨٣١٤	١٧٥٠	١٨٢	١٩٧	٣٨٥					
س _٢	٣٧٠٣	٨٣	٢١٤٨٨٥	٥٣٥	١٩٨	٤٩٥	١٠١					
س _٣	٣٠٢٢	٤٦	١٦٥٠٠١	٤٦٩	١٤٢	٦١١	٢٧٦					
س _٤	١٦٠٧	٣٦٥	٠٥٨٦٥٥	٢٤٥٩	٣٩٥	٢٩٧	٧٢٢					
س _٥												
مجموع	٨٧٨٥٥						٢٤٧٩٤					
مجموع	٢						٧٢٨٠٠					
مجموع	٦٩٨						٤٠٠٠٦					

حيث تبدل الرموز في هذا الجدول على ما يأتي :

(١) \bar{B}_1 = أوزان بيتا للمتغيرات المستقلة (المنبئات) الأربعة (ك)

(٢) $r_{1k} =$ معاملات الارتباط الأصلية بين المتغير التابع (المحك) والمتغيرات المستقلة أو المنبئات (ك)

(٣) $r_{1k}^B \times r_{1k} =$ حاصل ضرب معاملات بيتا في نظائرها من معاملات الارتباط بين المتغير التابع والمتغير المستقل موضع الاهتمام . ومجموع هذا العمود هو مربع معامل الارتباط المتعدد (r^2) وجذره التربيعي هو معامل الارتباط المتعدد والذي يساوي في مثالنا ٠.٦٩٨ . وفي اشارتنا لمعامل الارتباط المتعدد لابدأن تقرأ هكذا ر ٥٤٣٢٠١

ولعلك تلاحظ أن قيمة معامل الارتباط المتعدد لم يضاف اليها كثير من المتغيرين s_3, s_4 ، وربما كان يكفي للتنبؤ استخدام المتغيرين s_3, s_4 فقط . وفي هذا الصدد نحسب أن نشير إلى أن مربع معامل الارتباط المتعدد يسمى معامل التحديد . ويمكن تحويله إلى نسبة مئوية من التباين في المتغير التابع . ومعنى ذلك أن المقدار ٤٨٧٩ الدال على معامل التحديد يمكن أن يعنى أن ٤٨.٧٩٪ من تباين التحصيل المدرسي (كمتغير تابع) يمكن أن يعزى إلى المتغيرات المستقلة الأربعة ، بينما ٥١.٢١٪ يعزى إلى المتغيرين (s_3, s_4) . وحدهما أي بدون إضافة المتغيرين s_3, s_4 . والخطأ المعياري للتقدير (والذي يرمز لنا في تحليل الانحدار المتعدد بالرمز r^2) يساوي r^2 في حالة استخدام المتغيرين s_3, s_4 فقط . ويمكن أن تقارنه بالخطأ المعياري للتقدير في حالة استخدام المتغيرات الأربعة حيث يبلغ r^2 والفرق بينهما ضئيل لا يستحق إضافة هذين المتغيرين للتنبؤ منها .

وللحمول على المعاملات البائية تضمن الجدول رقم (٨٠) أيضا القيم الآتية :

(٤) $\frac{1}{r^2} =$ وتدلل على النسبة التي سوف تضرب في كل وزن من أوزان k بيتا يراها للحصول على المعاملات البائية . ويمكن الحصول عليها من قسم الانحراف المعياري للمتغير التابع (r^2) على الانحراف المعياري للمتغير المستقل موضع الاهتمام (r_k) . وقسود حسب القيم في الجدول من الانحرافات المعيارية للمتغيرات الخمسة وهي $24 = 24$ ، $52 = 52$ ، $34 = 34$ ، $17 = 17$ ، $4 = 4$ ، $194 = 194$ ، $4 = 4$ ، $27 = 27$ ، $14 = 14$ ، والذي يدل على المتغير التابع فيساوي r^2 .

(٥) $b_1 =$ المعاملات البائية ، ويدل كل منها على عدد الوحدات التي يزيد بها المتغير التابع (s_1) مع كل وحدة يزيد بها كل متغير من المتغيرات المستقلة .

وللحصول على المقدار الثابت (a) أضيف في الجدول رقم (٨٠) العمودين الأخيرين وهما :

(٦) $m =$ وهي متوسطات كل متغير من المتغيرات المستقلة

($m - b_1$) $\times b_1 =$ حامل ضرب معكوس m في المعامل البائي

المناظر له . ومجموع هذا العمود مطروحا

من متوسط المتغير التابع أو المحك (s_1)

هو المقدار الثابت (a) والذي بلغ في

مثالنا ٤٠.٠٠٦

وهكذا تصبح المعادلة الانحدارية الكاملة للمثال الحالي

كما يلي :

$$s_1 = 40.006 + (s_2 \times 182) + (s_3 \times 198) + (s_4 \times 142) + (s_5 \times 395)$$

وبهذه المعادلة يمكن التنبؤ بدرجة كل مفعول في المتغير

التابع (المحك) أي s_1 من معرفتنا بدرجاته في المتغيرات المستقلة

(المنبئات) الأربعة . (أي s_2, s_3, s_4, s_5) .

الملاحظة بين تحليل الانحدار المتعدد وتحليل التباين :

سبق أن أشرنا في الفصل الثالث عشر إلى أن التجربة العلمية

في جوهرها هي محاولة للكشف عن العلاقات بين المتغيرات المستقلة

والتابعة . ويمكن إعادة النظر في طبيعة التجربة واعتبار المتغير

المستقل في أبسط صورة يعبر عن وجود المعالجة . ولذلك فبدلاً من السير

في الطريق المعتاد لاختبار الفروق باستخدام (t) في حالة المجموعتين

أو تحليل التباين في حالة المجموعات المتعددة يمكن إعطاء الوزنين

(١) و (صفر) لفتى المتغير المستقل في صورته البسيطة التسمى

أوضاعها . وبالطبع يمكن استخدام أوزان أخرى كما سنوضح فيما بعد .

وإذا استخدمنا الوزن (صفر) ، (١) يمكن أن يحسب فسي

هذه الحالة معامل الارتباط (الشئى) (*) بين المتغير المستقل والمتغير التابع ، والذي يعد معاملا بسيطاً من نوع معامل الارتباط التتابعى لبيرسون ، ويعبر معامل الارتباط فى هذه الحالة عن العلاقة بين المتغيرين ، ويمكن بعدئذ اختبار دلالة هذا المعامل فى ضوء الفرض المصغرى لمعامل الارتباط .

ومأخذ أن ننبه اليه أن هذين الأسلوبين الإحصائيين يؤديان الى نفس النتيجة ، ومعنى ذلك أن اختبار الفرض المصغرى أن $\rho = 0$ (أو $\rho = 1$) هو نفسه الفرض المصغرى لمعامل الارتباط أن $\rho = 0$. ويصدق هذا المنطق على استخدام تحليل التباين لاختبار الفرض المصغرى باستخدام اختبار (ف) لعدة مجموعات ، ولعل مما يلفت النظر هنا أن نسبة مجموع المربعات داخل المجموعات الى المجموع الكلى للمربعات هي ما يسمى نسبة الارتباط (والتي سنتناولها بالتفصيل فيما بعد) ، والتي تساوى مربع معامل الارتباط الشئى الذى أشرنا اليه . ومعنى ذلك مرة أخرى أن أى مشكلة تتضمن اختبار دلالة الفروق بين المتوسطات يمكن تحويلها ببساطة إلى مشكلة معامل ارتباط ولطنا بذلك نشير الاهتمام ببعض ما يجرى فى بعض البحوث من بحث إحصائى حين يستخدم الباحث اختبار (ت) أو تحليل التباين مع معاملات الارتباط فى تحليل نفس النتائج دون أن يعى هؤلاء الباحثون أنهم يضيعون وقتهم ووقت قارئهم فيها لاطائل وراءه ، وفى نوع من التكرار الممل لنفس النتائج ولكن بصور مختلفة من الأساليب الإحصائية .

ولعل أكثر صور هذا العبث شيوعاً ما يتمثل بتحليل التباين حين يستخدمه الباحثون فى نفس الدراسة جنباً الى جنب مع تحليل الانحدار المتعدد لنفس المتغيرات ، وكأنهم بذلك يكتشفون جديداً من هذا التكرار الممل . وقد يرجع ذلك الى أن العلاقة بين تحليل التباين وتحليل الانحدار المتعدد لم تكتشف بالتفصيل إلا منذ وقت قريب ، ويذكر (Ferguson, 1981) أن السبب فى جوهره تاريخى فالانحدار المتعدد ظهر فى الأصل كطريقة تنتمى الى التقليد السيكمترى (أى المرتبى بالقياس النفس والتربوى) مع تركيز خاص على التنبؤ بالمتغيرات التابعة

■ سوف نشرح معامل الارتباط الشئى فى الباب السادس من هذا الكتاب

وغيره من المشكلات العملية والتطبيقية ، وتوجو خاص أيضا نحو دراسة العلاقات بين المتغيرات التي توجد بالفعل ولا يتحكم فيها الباحث (في البحوث شبه التجريبية والارتباطية خاصة) . أما تحليل التباين فقد شاع منه أنه يرتبط بالمتغيرات المستقلة التي يتحكم فيها ————— ويعالجها المجرب . إلا أن الباحثين اكتشفوا أن الطريقتين تؤديان ————— كما هو الحال في الطرق الأبسط منهما — الى نفس النتائج لو طبقتهما على نفس البيانات وخاصة اذا تم تشفير Coding بيانات المتغير المستقل (أو المتغيرات المستقلة) على نحو يسمح بتطبيق منطق تحليل الانحدار المتعدد عليها .

طرق تشفير بيانات المتغير المستقل باعتبارها بيانات اسمية :

أشرنا في عرضنا السابق الى أن أبسط طريقة لتشفير بيانات المتغير المستقل اذا كان بسيطاً ويتألف من مستويين أحدهما وجود المتغير (المجموعة التجريبية) والآخر عدم وجوده (المجموعة الضابطة) فاننا في هذه الحالة يمكن أن نعطي للمجموعة الأولى الوزن (١) والمجموعة الثانية الوزن (صفر) . ويدل الوزن (١) على انتماء المفحوص للمجموعة الأولى والوزن (صفر) على انتماء المفحوص للمجموعة الثانية .

ولكن السؤال الآن ماذا لو كان لدينا أكثر من مجموعتين للمتغير المستقل ؟ وبعبارة أخرى ماذا لو كان لدينا أكثر من معالجتين للمتغير المستقل الواحد ؟

للإجابة على هذا السؤال نقول أن هناك ثلاث طرق لتشفير البيانات في هذه الحالة وهي :

(١) التشفير الاصطناعي dummy Coding

وفي هذا النوع من التشفير يعطى الوزن (١) ليدل على الانتماء الى فئة أو مجموعة والوزن (صفر) ليدل على عدم الانتماء اليها . وعلى ذلك اذا كان لدى الباحث ٣ مجموعات لثلاث معالجات للمتغير المستقل ولتكن ١ ، ٢ ، ٣ فإن الباحث في هذه الحالة يستخدم الوزنين (١) ، (صفر) بالنسبة لكل معالجة ليدل على

معان مختلفة . ففي حالة المعالجة A_1 يدل الوزن (١) على انتماء المفحوص الى المجموعة A_1 والوزن (صفر) على انتمائه الى المجموعة A_2 أو A_3 . أو بعبارة أخرى عدم انتمائه للمجموعة A_1 . ويعد هذا المتغير في هذه الحالة المتغير الاصطناعي الأول .

أما المتغير الاصطناعي الثاني فيحدد باستخدام الوزن (١) ليبدل على انتماء المفحوص للمجموعة A_2 ، والوزن (صفر) ليبدل على انتماء المفحوص الى إحدى المجموعتين A_1 أو A_3 وبذلك يصبح يحدد هذا المتغير الاصطناعي العضوية في المجموعة A_2 أو عدم العضوية فيها . ويوضح الجدول رقم (٨١) صيغة هذا التشفير الاصطناعي باستخدام متغيرين اصطناعيين S_1 ، S_2

جدول (٨١) التشفير الاصطناعي لثلاث مجموعات

المتغير المجموعة	S_1	S_2
١	١	٠
٢	٠	١
٣	٠	٠

ويتضمن هذا الجدول جميع المعلومات المتضمنة في متغيرين اسمي مؤلف من ثلاث مجموعات تماما كما فعلنا مع مثال المجموعتين السابقتين . وتمييز العضوية في المجموعة الثالثة تعني أن يكون المفحوص ليس عضوا في المجموعة A_1 أو A_2 .

وبنفس الطريقة يمكن استخدام التشفير الاصطناعي مع أكثر من ثلاث مجموعات .

تأمل الجدول رقم (٨٢) لتشفير ٤ مجموعات هي :

A_1 ، A_2 ، A_3 ، A_4

جدول (٨٢) التشفير الاصطناعي لأربع مجموعات

المتغير المجموعة	١ س	٢ س	٣ س
١	١	٠	٠
٢	٠	١	٠
٣	٠	٠	١
٤	٠	٠	٠

وهكذا يمكن القول أنه لو كان المتغير المستقل كمتغير اسمي يتألف من عدد من الفئات أو المجموعات عددها (ك) فإن عدد المتغيرات المشفرة اصطناعيا المطلوب للحصول على جميع معلومات المتغير يسر هو (ك - ١)

تدريجياً؛ شفر اصطناعيا متغيرا مستقلا مكونا من ٥ فئات هي —————
١ ، ٢ ، ٣ ، ٤ ، ٥

(٢) التشفير المقارن Contrast Coding

يتضمن هذا النوع من التشفير الاعتماد على منطق المقارنة بين المجموعات ، ويشبه الأسلوب الذي سبق الإشارة إليه في الفصل السابق في إعطاء الأوزان للمتوسطات المختلفة للمجموعات عنسب المقارنه بينها . ويتضمن التشفير المقارن افتراضا أساسيا هو أن الباحث يهتم بهذه المقارنه في ذاتها . وعندئذ يعطى الأوزان (١) و (سطر) و (١ -) لإعداد مجموعة من المتغيرات تمثل مستويات أو فئات المتغير المستقل الاسمي (ك - ١) .

تأمل مرة أخرى مثال ٤ مجموعات الذي أشرنا إليه في الجدول (٨٢) عند الحديث عن التشفير الاصطناعي ، أنه يصبح في حالة التشفير المقارن كما هو مبين في الجدول رقم (٨٣) .

جدول (٨٣) التشفير المقارن لأربع مجموعات

المتغير المجموعة			
	س ^١	س ^٢	س ^٣
١	١	٠	١
٢	١ -	١	١
٣	٠	١ -	١ -
٤	٠	٠	١ -

ومن هذا الجدول يتضح ما يأتى :

- (١) المتغير س^١ يعنى أن الباحث يهتم بالمقارنة بين ١ ، ٢ ، ٣
- (٢) المتغير س^٢ يتضمن أن المقارنة هى بين ١ ، ٢ ، ٣
- (٣) المتغير س^٣ يتضمن المقارنة بين ١ ، ٢ ، ٣ من ناحية وبين ٤ من ناحية أخرى .

ولعلك لاحظت أن المتغيرات الناجمة من التشفير المقارن ليست بالضرورة مستقلة بعضها عن بعض ، بل قد ترتبط كما هو الحال فى المثال السابق .

ولابد أن ننبه هنا الى أن تشفير المتغيرات بالطريقة المقارنة يجب أن يستند فى جوهره الى فروض البحث .

(٣) التشفير المستقل أو المتعامد Orthogonal Coding

يقصد بالتشفير المستقل أو المتعامد وضع نظام شفرى تستخدم فيه الأعداد بحيث تصبح فئات أو مستويات للمستوى الأسمى (ك - ١) مستقلة بعضها عن بعض . ويستخدم مصطلح التعامد أو الاستقلال هنا بنفس معناه الذى استخدمناه فى الفصل السابق .

واليك مثال يوضحه الجدول رقم (٨٤) :

جدول (٨٤) تشفير مستقل لأربع مجموعات

المتغير المجموعة	١ س	٢ س	٣ س
١	١	٠	١
٢	١ -	٠	١
٣	٠	١	١ -
٤	٠	١ -	١ -

استخدام البيانات المشفرة في تحليل الانحدار المتعدد :

ان الباحث يستطيع بعد تشفير مستويات أوفئات المتغير المستقل باحدى طرق التشفير السابقة أن يحسب معاملات الارتباط بين فئات المتغير المستقل (أو المتغيرات المستقلة) بعضها وبعض من ناحية ، وبينها وبين المتغير التابع من ناحية أخرى . ويطبق الباحث على مصفوفة الارتباط التى يحمل عليها أسلوب معامل الارتباط المتعدد بين المتغير التابع والمتغيرات (ك - ١) المشفرة للمتغير المسقل . وحينئذ يصبح (ر^٢) هو نسبة التباين فى المتغير التابع التى يمكن أن تعزى الى المتغير التابع وعندئذ يمكن للباحث أن يحسب دلالة معامل الارتباط المتعدد .

حساب دلالة معامل الارتباط المتعدد :

يستخدم اختبار (ف) لاختبار دلالة معامل الارتباط المتعدد . ومعادلة (ف) فى هذه الحالة تتخذ الصورة الآتية :

$$F = \frac{\left(\frac{R^2}{r} \right)}{(1 - R^2) \frac{(n - r - 1)}{r}}$$

حيث أن :

ف = النسبة المئوية التى تتحدد دلالتها فى هذه الحالة بدراجات حرية للبسط تساوى (غم) ودراجات حرية المقام

تساوى (ن - غ م - ١) وسوف نوضح الممثلين الآخرين بعد قليل .

R^2 = مربع معامل الارتباط المتعدد (معامل التحديد)

ن = عدد الملاحظات

غ م = عدد المتغيرات المستقلة أو المنبهات

والباحث يحمل في هذه الحالة على نسبة فائقة تتطابق تماما مع (ف) التي يحمل عليها من تحليل بتأمين بسيط (أحادي البعد) . ولعل هذا يؤكد ماسبق أن أوضحنا أن معامل الارتباط هو آخر أوبديل الى نفس النتائج كما يقول (Ferguson, 1981) ، ولايجوز بالطبع استخدام الأسلوبين معا في تحليل نفس النتائج . ومع ذلك نؤكد أن تفضيل الباحث لاستخدام الأسلوب الارتباطي يتفمن قياسا لقوة العلاقة أو الترابط بين المتغيرات المستقلة والتابعة كما هو الحال تماما في نسبة الارتباط . وهكذا فإن الفرض المغري القائل بعدم وجود فروق بين المتوسطات كما يفترضه تحليل التباين يمكن إعادة صياغته في هذه الحالة ليصبح فرضا صغريا حول الارتباط أي (R^2 = صفر)

استخدام البيانات المشفرة في تحليل الانحدار المتعدد :

يمكن أن نبسط للقارئ إدراك العلاقة بين تحليل التباين وتحليل الانحدار المتعدد إذا قلنا أنه حين تكون المتغيرات المستقلة مشفرة متعامدا أو مستقلا (حسب الطريقة التي شرحناها آنفا) فإن أوزان بيتا في تحليل الانحدار هي ببساطة معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع حين تتحول البيانات الى درجات معيارية . كما يصبح (R^2) في هذه الحالة هو مجموع مربعات معاملات الارتباط بين المتغير المستقل والمتغير التابع . ويمكن صياغة هذه العلاقة بالمعادلة الآتية :

$$R^2 = r_{1Y}^2 + r_{2Y}^2 + \dots + r_{kY}^2$$

حيث أن :

ص = المتغير التابع

ص_١ ، ص_٢ ، ص_ن = مستويات المتغير المستقل التي تساوى

(ك - ١) مشفرة تشغيرا مستقلا أو متعامدا .

ويمكن بهذه المعادلة إدراك (ر^٢) على أنه مؤلف من أقسام مختلفة يضاف بعضها الى بعض حيث يدل كل قسم منها على النسبة من التباين الكلى في المتغير التابع (ص) التى تعزى الى هذا القسم. فالقسم (ر^٢ ص_١) يعنى النسبة من هذا التباين الكلى التى تعزى الى المتغير الأول ، وهكذا بالنسبة لباقي الأقسام .

وعند استخدام أسلوب تحليل الانحدار المتعدد فى تصميم تجريبى أكثر تعقيدا أى من نوع التميميمات العاملية فان جزءا من المقدار (ر^٢ ص_١) مثلا سوف يدل على التأثيرات الرئيسية والأجزاء الأخرى من هذا المقدار تدل على تأثيرات التفاعل . وهذه الأجزاء المختلفة من القسم الواحد فى معادلة الارتباط المتعدد يمكن اختبار دلالتها باستخدام النسبة الفائية أيضا . ويؤدى ذلك بالباحث الى الحصول على نتائج متطابقة تماما مع تحليل التباين الكلاسيكى .

مثال لتعميم تجريبى بسيط (أحادى البعد) مع تشفير امطناعي :

لتوضيح هذه العلاقة التى أكدناها طوال الفصل بين تحليل التباين وتحليل الانحدار المتعدد نعطي مثالا لتصميم تجريبى بسيط (أحادى البعد) تم تحليله بكل من الطريقتين (هذا المثال من Ferguson, 1976) . وفى هذا المثال تدل A_1 ، A_2 ، A_3 على المجموعات التجريبية لمستويات المتغير المستقل ($Z = 5$ فى كسبل مجموعة) ، كما يدل الرمز (ص) على المتغير التابع . ويوضح الجدول رقم (٨٥) البيانات الأصلية (الدرجات الخام فى المتغير التابع) ونتائج تحليل التباين البسيط .

جدول (٨٥) تحليل التباين البسيط لبيانات ٣ مجموعات

١	٢	٣
١٨	١١	٤
١٩	١٦	٨
١٥	١٢	١٠
٢٣	١٢	٩
١١	١٠	٦
مج ص ٨٦	٦٢	٢٧

$$م ص م = ١٧٢ = ٢٢٤ = ٣٢ = ٧٤$$

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات
بين المجموعات	٢٤٩١٣٣	٢	١٢٠٠٦٧
داخل المجموعات	١٢٥٢٠٠	١٢	١٠٤٣٣

* ١١٥٠٨

ومن هذا الجدول يتضح أن (ف) دالة عند مستوى ٠.١
ويوضح الجدول (٨٦) التشفير الاصطناعي للبيانات الواردة
في الجدول (٨٥) ويرمز للمتغيرين المستقلين المشفرين بالرمزين
س_١ ، س_٢ ، كما يتضمن الجدول معاملات الارتباط بين المتغير التابع
أو المعك (ص) والمتغيرين المستقلين أو المنبئين (س_١ ، س_٢) .
وقد حسبت الأوزان الانحدارية باستخدام معادلة بيتا السابقة ، كما
استخدمت هذه الأوزان في حساب معامل الارتباط المتعدد بنفس الطريقة
التي شرحناها آنفا ، وطبقت معادلة النسبية الفاشية (ف) لدلالة
معامل الارتباط المتعدد باستخدام درجات حرية للبسط = ٢ ودرجات
حرية للمقام = ١٢ .

جدول (٨٦) تحليل الانحدار المتعدد لنفس بيانات الجدول (٨٥)
مشغلة امطنافيا

ص	س ١	س ٢
١٨	١	٠
١٩	١	٠
١٥	١	٠
٢٣	١	٠
١١	١	٠
١١	٠	١
١٦	٠	١
١٣	٠	١
١٢	٠	١
١٠	٠	١
٤	٠	٠
٨	٠	٠
١٠	٠	٠
٩	٠	٠
٦	٠	٠

$$\begin{aligned}
 & \text{ر ص س ١} = ٦٩٧٢ \quad \text{ر ص س ٢} = ٩٥٠٠ \quad \text{ر ص س ٣} = ٠٠٠٠ \\
 & \text{ع ص} = ١٠٨٣ \quad \text{ع س ١} = ٤٨٧٩ \quad \text{ع س ٢} = ٤٨٧٩ \\
 & \text{ب} = ٩٣٦١ \quad \text{ب ٢} = ٤٧٧٦ \\
 & \text{ر} = ٦٥٧٣ \quad \text{ر ٢} = \left(\frac{٦٥٧٣}{٢} \right) \\
 & \text{ن} = ١١٠٨٠ = \frac{(\frac{٦٥٧٣}{٢})}{(١ - ٢ - ١٥)}
 \end{aligned}$$

ولعلك لاحظت أن (ف) في حالتى تحليل التباين (جدول ٨٥) وتحليل الانحدار المتعدد (جدول ٨٦) متطابقة ودالة بالطبع من نفس مستوى الدلالة أى مستوى ٠.٠١ .

الا أن تحليل الانحدار المتعدد يتضمن ميزة إضافية وهى إمكانية حساب معادلة الانحدار المتعدد للتنبؤ بالمتغير التابع (ص) أو متغير المحل من كل من المتغيرين س_١ ، س_٢ على النحو الآتى :

$$ص = (٩٧٩٧٨ س١) + (٩٩٩٨٤ س٢) + ٧٤٠١٣$$

فإذا أحلنا الوزن (١) بدلا من س_١ والوزن (٠) بدلا من س_٢ ، وحصلنا على متوسط المتغير التابع للمجموعة أ_١ فإن ص_١ فى هذه الحالة تساوى = ١٧٢٠٠ ، أما إذا حل الوزن (٠) بدلا من س_١ والوزن (١) بدلا من س_٢ وحصلنا على متوسط المتغير التابع للمجموعة أ_٢ فإن ص_٢ فى هذه الحالة تساوى = ١٢٤٠٠ . أمّا إذا استخدمنا الوزن (٠) لكل من س_١ ، س_٢ وحصلنا على متوسط المتغير التابع للمجموعة أ_٣ فإن ص_٣ = ٧٤٠٠

مثال لتصميم تجريبي عاملى (ثنائى البعد) مع تشفير متعامد أو مستقل :

نعطى مثالا آخر على العلاقة بين تحليل التباين وتحليل الانحدار المتعدد لتصميم تجريبي عاملى (ثنائى البعد) مع تشفير المتغيرات المستقلة بطريقة متعامدة أو مستقلة أو غير مرتبطة ويوضح الجدول (٨٧) نتائج تحليل التباين باستخدام مفحوصين فقط فى كل خانة تسهيلات لعمليات الحساب (Ferguson, 1976)

جدول (٨٧) تحليل التباين لتقييم تجريبى عاملى

مع تشفير متعدد

١	٢	٣	
٤	١٠	٢٥	
٨	١٦	٢٢	ب ١
١٢	٢٠	٢٥	
١٨	٢٤	٢٦	ب ٢

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط (التباين)	ف
التأثير الرئيسى للمتغير (ب)	٢٠٨٣٢٢	١	٢٠٨٣٢٢	* ١٦٢٢٤
التأثير الرئيسى للمتغير (أ)	٩٦٢٠٠٠	٢	٤٨١٠٠٠	* ٣٧٤٨١
تأثير تفاعل أ × ب	٢٦٦٧	٢	١٣٣٣	١٠٤
داخل الخانات (الخطأ)	٧٧٠٠٠	٦	١٢٨٣٣	
المجموع الكلى للمربعات	١٢٥٠٠٠٠	١١		

ومن هذا الجدول يتضح أن (ف) دالة عند مستوى ٠.١ للتأثير الرئيسى لكل من المتغيرين المستقلين أ ، ب . ويمكن للباحث أن يجعل على النسبة من التباين الكلى فى المتغير التابع (ص) الذى تمثله الدرجات الخام فى الخانات (والى تعزى الى تأثيرات المتغير

المستقل (ب) والمتغير المستقل (أ) والتفاعل بينهما وذلك بقسمة مجموع مربعات كل منها على المجموع الكلي للمربعات على التوالي .
وحينئذ تصبح نسب الاسهام في كل حالة كما يلي :

- (١) للمتغير المستقل (ب) $= 1667$ أر أي أن $167/0$ من تباين المتغير التابع (ص) يمكن أن يعزى لهذا المتغير المستقل .
(٢) للمتغير المستقل (ب) $= 7696$ أر أي أن $7696/0$ من تباين المتغير التابع (ص) يمكن أن يعزى لهذا المتغير المستقل .
(٣) للتفاعل $A \times B = 0021$ أر أي أن $21/0$ فقط من تباين المتغير التابع (ص) يمكن أن يعزى للتفاعل .

وإذا أردنا أن نستخدم أسلوب تحليل الانحدار المتعدد لنفس بيانات الجدول (٨٧) فإننا سوف نعيد تنظيم البيانات في الجدول (٨٨) باستخدام التشغير المستقل أو المتعامد للمتغيرات المستقلة .

جدول (٨٨) تحليل الانحدار المتعدد لنفس بيانات
الجدول (٨٧) باستخدام التشغير المتعامد

	ص	س١	س٢	س٣	س٤	س٥
ب١ أ١	٤	١	١	١	١	١
ب١ أ٢	٨	١	١	١	١	١
ب٢ أ١	١٠	١	١	١	١	١
ب٢ أ٢	١٦	١	١	١	١	١
ب٣ أ١	٢٥	١	٠	٢	٠	٢
ب٣ أ٢	٣٢	١	٠	٢	٠	٢
ب٤ أ١	١٢	١	١	١	١	١
ب٤ أ٢	١٨	١	١	١	١	١
ب٥ أ١	٢٠	١	١	١	١	١
ب٥ أ٢	٢٤	١	١	١	١	١
ب٦ أ١	٣٥	١	٠	٢	٠	٢
ب٦ أ٢	٣٦	١	٠	٢	٠	٢
نص س	٤٠٨٢	٢٨٠٠	٨٣١٤	٠٠٠٠	٠٤٦٢	٠٠٢١
نص س	١٦٦٧	٠٧٨٤	٦٩١٢	٠٠٠٠	٠٠٢١	٩٣٨٤ = ٢
ص س						ص س

ويوضح هذا الجدول بيانات مصنفة الى ٦ مجموعات كل منها يتألف من مفحوصين وقياسيين في كل مجموعة . ولعلنا نذكر من التحليل السابق أن المتغير (ب) يتألف من فئتين فقط هي (ب_١ ، ب_٢) . وقد تم الحصول على المتغير المشفر الأول بطريقة بسيطة هي التضاد بين ب_١ و ب_٢ وعلى ذلك فإن الوزن (١) سوف يستخدم ليبدل على العضوية في الفئة (ب_١) والوزن (- ١) ليبدل على العضوية في (ب_٢) ، ومعنى ذلك أننا لانحتاج الا الى متغير مشفر واحد ليعبر عن اختلاف في المتغير (ص) أو المتغير التابع الذي يرجع الى المتغير المستقل (ب) ، وقد وضعت أوزان المتغير (ب) في العمود (س) في الجدول السابق .

أما المتغير (أ) فله ثلاث فئات هي أ_١ ، أ_٢ ، أ_٣ ومعنى ذلك نحتاج الى متغيري تشفير للتعبير عن الاختلاف أو التباين في المتغير التابع أو متغير المحك (ص) الذي يرجع الى المتغير المستقل (أ) . وأول متغيرات التشفير هذه وهو (س_١) يتم الحصول عليه بالتضاد بين (أ_١ ، أ_٢) ، ولذلك استخدم الوزن (١) للدلالة على العضوية في المجموعة (أ_١) والوزن (- ١) للدلالة على العضوية في (أ_٢) . أما المتغير المشفر الثاني (س_٢) فيبدل على التضاد بين (أ_١ ، أ_٢) من ناحية و (أ_٣) من ناحية أخرى . وعلى ذلك فإن الوزن (١) يبدل على العضوية في (أ_١) أو (أ_٢) بينما يبدل الوزن (- ٢) على العضوية في المجموعة (أ_٣) .

ولعلك تلاحظ في مثالنا الحالي أنه بالنسبة لمجموع مربعات التفاعل (أ x ب) يبلغ عدد درجات الحرية = ٢ ، وبالتالي فإننا بحاجة الى متغيرين مشفرين هما (س_١) ، (س_٢) للتعبير عن هذا التفاعل . ويتم الحصول على هذين المتغيرين من طريق ضرب (التفاعل) . وعلى ذلك فإن المتغير المشفر (س_١) يتم الحصول عليه بضرب المتغيرين (س_١ ، س_٢) ، أما المتغير المشفر (س_٢) فيتم الحصول عليه بضرب المتغيرين (س_١ ، س_٣) . وتصبح النتيجة في هذه الحالة هي مجموعة من المتغيرات المشفرة يطابق كل منها درجة حرية واحدة .

وبصفة عامة يمكن القول أنه في التصميم العاملى الشئائى البعد يكون عدد المتغيرات المشفرة مساويا للعدد الكلى لدرجات الحرية التى ترتبط بمتغير الأعمدة (١) ومتغير السطور (ب) . والتفاعل بينهما . لاحظ أن هذه المجموعة من المتغيرات المشفرة الخمسة متعامدة أو مستقلة وليست مرتبطة ، والبرهان على هذا التعامد أو الاستقلال أن مجموع كل متغير منها يساوى صفرا وكذلك مجموع خواص ضربها .

ويوضح الجدول (٨٨) أيضا معاملات الارتباط بين كل متغيرين للمتغيرات المشفرة والمتغير التابع أو المحك (ص) والذى رمزنا لها (ر ص س) ، وقد تم تربيع هذه المعاملات أيضا (ر^٢ ص س) . وجمع مربعات معاملات الارتباط نحصل على مربع معامل الارتباط المتعدد ومقداره فى مثالنا ر^٢ = مج ر^٢ ص س = ٩٢٨٤ ر وقد حملنا عليه من القيم الآتية :

$$ر^2 = مج ر^2 ص س = ١٦٦٧ ر + ٠٧٨٤ ر + ٦٩١٢ ر + ٠٠٠ + ٠٠٠٢١ ر = ٩٢٨٤ ر$$

ويدل (ر^٢) على النسبة من التباين الكلى فى المتغير التابع أو المحك (ص) الذى يعزى الى مجموع تأثيرات السطور والأعمدة والتفاعل فى تحليل التباين الكلاسيكى .

وتحسب قيمة (ف) لتحديد دلالة معامل الارتباط المتعدد بالمعادلة السابقة ، على النحو الآتى :

$$ف = \frac{\left(\frac{٩٢٨٤ ر}{٥} \right)}{(١ - ٥ - ١٢) (٢٨٤ - ١)} = ١٨٢٨٠٤$$

وبالكشف عن دلالة (ف) فى هذه الحالة عند درجات حرية للبسط = ٥ وهى عدد المتغيرات المستقلة المشفرة ، ودرجات حرية للمقام = ٦ وهى الدرجة المقابلة لداخل المجموعات ، فنجدها دالة عند مستوى ١% .

والواقع أن (ف) لدلالة معامل الارتباط المتعدد فى هذه الحالة (التصميم العاملى) ليست لها نفس الأهمية التى عليها فى

تحليل التباين البسيط . فالاهتمام هنا يتركز على دلالة تأثيرات السطور والأعمدة والتفاعل منفصلة بعضها عن بعض . ويتطلب ذلك ادخال بعض التعديل على الاجراء السابق .

ولعلنا نذكر أن المتغير المشفر (س) يرتبط بتأثير المتغير المستقل (ب) ، والمتغيران المشفران (س_١ ، س_٢) يرتبطان بتأثير المتغير المستقل (أ) ، أما المتغيران (س_٣ ، س_٤) فيرتبطان بتأثير التفاعل أ × ب . ومن مربعات معاملات الارتباط في كل حالة يمكن القول أن :

- (١) نسبة التباين في المتغير التابع (ص) التي تعزى الى تأثير المتغير (ب) أي السطور هي ١٦٦٧ ر .
- (٢) نسبة التباين في المتغير التابع التي تعزى الى تأثير المتغير (أ) أي الأعمدة هي = ٧٨٤ ر + ٩٦١٢ ر = ٧٦٩٦ ر .
- (٣) نسبة التباين في المتغير التابع (ص) التي تعزى لتأثير التفاعل بين المتغيرين المستقلين (أ × ب) تساوي = ٠٠٠٠ ر + ٠٠٢١ ر = ٠٠٢١ ر .

وبهذه الطريقة يمكن حساب (ف) لكل حالة من الحالات السابقة على النحو الآتي :

- (١) (ف) للسطور أي للمتغير المستقل (ب)

$$F = \frac{\left(\frac{1667}{1} \right)}{(1-12)(9384-1)} = 16222$$

- (٢) (ف) للأعمدة أي للمتغير المستقل (أ)

$$F = \frac{\left(\frac{7696}{2} \right)}{(1-15-12)(9384-1)} = 27481$$

- (٣) (ف) للتفاعل أ × ب = $\frac{\left(\frac{21}{2} \right)}{(1-5-12)(9384-1)} = 103$

ويذكر (Ferguson, 1976) أننا نستطيع الحصول على

قيم (ف) السابقة بطريقة أخرى عن طريق ضرب مجموع المربعات للمتغير (ص) في النسب المرتبطة بكل من السطور والأعمدة والتفاعل، وحينئذ يحمل الباحث على مجموع المربعات لهذه المصادر الثلاثة للتباين .
فمثلاً مجموع مربعات الأسطر في هذه الحالة $= 1667 \times 1250 = 2083750$ وهو نفس المقدار في جدول تحليل التباين السابق (جدول ٨٧) ويمكن الحصول على مجموع مربعات الأعمدة والتفاعل بنفس الطريقة . وبعد حصول الباحث على مجموع المربعات بهذه الطريقة يمكن اختبار الدلالة باستخدام (ف) بالطريقة المعتادة في تحليل التباين الكلاسيكي .

ويخلص الجدول (٨٩) نتائج تحليل الانحدار المتعدد للمثال الحالي . ولعلك تلاحظ أن (ف) التي تم الحصول عليها في هذه الحالة تكاد تتطابق مع (ف) التي حصلنا عليها من تحليل التباين (الفروق تعود إلى التقريب) . ومعنى ذلك أن الطريقتين متكافئتان وتحلل أحدهما محل الأخرى ولا يجب استخدامهما معاً في التحليل الواحد لنفس البيانات .

جدول (٨٩) ملخص تحليل الانحدار المتعدد

مصدر التباين	نسبة التباين	درجات الحرية	نسبة التباين	ف
الانحدار (ر ^٢)	٩٢٨٤ر	٥		
السطور (ب)	١٦٦٧ر	١		
الأعمدة (أ)	٧٦٩٦ر	٢		
التفاعل (أ × ب)	٠٠٢١ر	٢		
داخل الخانات	٠٦١٦ر	٦		
المجموع	١٠٠٠٠ر	١١		

ولعلك تدرك مباشرة من هذا الجدول أن (ف) في كل حالة حسبت بقسمة المقدار ($\frac{\text{نسبة التباين}}{\text{درجات الحرية}}$) لكل من مصدر من المصادر الثلاثة أ ، ب والتفاعل أ × ب على هذا المقدار نفسه بالنسبة لداخل

الخانات والذي يساوى ٠.١٠٣ر. فالنسبة الغائية للسطور (ب) مثلا
حسبت كما يلى :
ف = $\frac{١٦٦٧ر}{٠.١٠٣ر}$ = ١٦٢٣٣ وهكذا بالنسبة للممدرين الآخرين .

الفصل السادس عشر

تحليل التباين

من أهم أغراض التصميم التجريبي الجيد أن تكون نتائجه من النوع الذى يعزى الى أثر المتغير المستقل وليس الى أى متغير آخر أو ظرف أو شرط آخر لم يكن فى حساب الباحث . إلا أن ما يحدث فى كثير من الأحوال أن بعض المتغيرات التى لم تخضع للضبط والتحكم بالطرق التى تناولناها بالتفصيل فى الفصل الثالث عشر تلعب دورها فى التأثير فى المتغير التابع فى نتائج البحث . وقد يرجع هذا العجز عن الضبط أو التحكم الى بعض الحدود العملية التى تفرض على الباحث . وهنا تنشأ الحاجة الى نوع جديد من الضبط والتحكم هو ما يسمى الضبط الاحصائى والذى يتطلب تعديل النتائج وتكييفها بحيث تستوعب آثار المتغيرات غير المضبوطة . وهذا هو الدور الذى يلعبه تحليل التباين analysis of covariance فى التحليل الاحصائى .

وتحليل التباين - الذى يسمى اختصاراً (ANCOVA) هو أسلوب ابتكره عام ١٩٣٣ عالم الاحصاء البريطانى الشهير فيشر - مبتكر تحليل التباين ، وفيه يتم الربط بين تحليل التباين وتحليل الانحدار وفى البداية نحسب أن ننبه الى أن من الأخطاء الشائعة افتراض أن تحليل التباين يمكنه أن يحول البحث شبه التجريبي الى بحث تجريبي كامل . فلاتوجد طريقة احصائية تستطيع أن تصنع هذه المعجزة أو تصطنعها . فالبحث شبه التجريبي - بسبب طبيعة متغيراته المستقلة يظل كذلك مهما خضع له من طرق احصائية فى تحليل نتائجه .

مثال :

قام أحد الباحثين باجراء بحث على ٢٠ مدرسة ابتدائية فى إحدى المدن الكبرى ، وقد قسمت هذه المدارس الى مجموعتين عشوائياً تعرضت المجموعة الأولى (١٠ مدارس) وهى المجموعة التجريبية لبرنامج جديد فى تدريس العلوم يعتمد على مفهوم عمليات العلم ، أما المجموعة الثانية (١٠ مدارس أيضاً) وهى المجموعة الضابطة فقد استخدمت فى تدريس العلوم لها الكتب المدرسية المعتادة . وبعد عامين

من الدراسة اختبار تلاميذ الصف السادس في المدارس العشرين في اختبار التحصيل في العلوم يقيس استخدام التلاميذ للطريقة العلمية والقدرة على الاستدلال والمعلومات العلمية . وعلى الرغم من أن عدد تلاميذ الصف السادس في كل مدرسة من المدارس العشرين يتراوح بين ١٥٠ ، ٣٠٠ تلميذ إلا أن التحليل الإحصائي اعتمد على المدرسة كوحدة بما فيها من تلاميذ ومعلمين وإدارة وبيئة محلية وغير ذلك . فالمدارس ذاتها هي التي وزعت عشوائيا على المجموعتين . ولذلك اعتمد على متوسطات المدارس في الاختبار التحصيلي باعتبارها وحدة التحليل الإحصائي . ويوضح الجدول رقم (٩٠) الدرجات الخام والمتوسطات والانحرافات المعيارية للمجموعتين التجريبية والضابطة من المدارس وكذلك نتائج تحليل التباين البسيط .

جدول (٩٠) نتائج المجموعتين التجريبية والضابطة في صورة نسب مئوية

المدربية	الدرجات الخام لمجموعة المدارس التجريبية	المدربية	الدرجات الخام لمجموعة المدارس الضابطة
(ن = ١٠)	(ن = ١٠)	المدربية	الدرجات الخام لمجموعة المدارس الضابطة
١	٧٧٫٦٣	١١	٦٤٫١٠
٢	٧٤٫١٣	١٢	٤٣٫٦٧
٣	٦٧٫٢٠	١٣	٥٠٫٤٠
٤	٧٨٫٢٣	١٤	٨٤٫٣٣
٥	٥٧٫٩٢	١٥	٤٤٫٩٢
٦	٥٧٫٦٥	١٦	٧١٫٤٣
٧	٨٣٫٣٠	١٧	٧١٫١٠
٨	٧٣٫٩٠	١٨	٤٤٫٥٧
٩	٤٥٫٩٠	١٩	٦٨٫٢٣
١٠	٦٤٫٨٣	٢٠	٦٨٫٤٧
م	٦٨٫٠٧	م	٦١٫١٢٣
ع	١٣٤٫٦٠	ع	٢٠١٫٥٠

ملخص تحليل التباين

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
بين المجموعات	٢٤١٣٠	١	٢٤١٣٠	١٤٤
داخل المجموعات	٣٠٢٤٩٤	١٨	١٦٨٠٥	
المجموع	٣٢٦٦٢٤	١٩		

ومن هذا الجدول يتضح أن (ف) غير دالة وبالتالي يقبل الباحث الفرض الضعيف لعدم وجود فرق بين المجموعتين .

أهمية تحليل التباين :

ألا أن التحليل في هذا المجال يجب ألا يتوقف عند هذا الحد فقد يحتاج الأمر من الباحث أن يبذل جهداً أكبر في فهم التباين الذي لا يمكن التنبؤ به أو توقعه في نموذج تحليل التباين وهو تباين الخطأ (أو داخل المجموعات) وقد يؤدي ذلك إلى مزيد من النتائج ذات المعنى الأكبر . ولعلنا نذكر - من العمل الثالث عشر - أن تباين الخطأ (أو التباين داخل المجموعات) يدل على الانحراف غير المضبوط (والذي يرجع إلى محض العشوائية في التصميم التجريبي الكامل) أي مدرسة من متوسط المدارس التي تنتمي إلى نفس المجموعة (سواء أكانت مجموعة تجريبية أم مجموعة ضابطة) . ولهذا فإننا نقول دائماً في تحليل التباين الكلاسيكي بأن تباين الخطأ (أو متوسط مربعات داخل المجموعات) هو باقى أو خطأ التقدير حيث بعد مستويات المتغير المستقل أو مستويات المعالجة هي المبنى الوحيد .

وبالطبع إذا كان الباحث لا يعلم شيئاً عن المدارس العشرين في المثال السابق أكثر من تصنيفها إلى مجموعتين فإن تباين الخطأ في هذه الحالة هو مانجده في تحليل التباين الكلاسيكي وكما يوضحه الجدول رقم (٩٠) . ولكن لنفرض أن الباحث في مثالنا توقع - من

خلال إطاره النظري - أن متغيراً آخر (وليكن ذكاء التلاميذ) يرتبط بالمتغير التابع، وبالتالي يمكن أن يزيد من كفاءة تنبؤنا بالمتغير التابع ويخفض من التباين الباقي أو تباين الخطأ . ومعنى ذلك أن يتوقع الباحث أن المدارس الذي يتسم طلابها بالذكاء المرتفع سوف تحمل على متوسطات أعلى في تحصيل العلم إذا قورنت بالمدارس الذي يتسم طلابها بالذكاء المنخفض . ويوضح الجدول رقم (٩١) درجات المدارس في كل مجموعة في كل من التحصيل والذكاء .

جدول (٩١) درجات الذكاء (س) ودرجات التحصيل (ص) لمدارس المجموعتين التجريبية والضابطة

المجموعة الضابطة			المجموعة التجريبية		
المدسة	درجات الذكاء س	درجات التحصيل ص	المدسة	درجات الذكاء س	درجات التحصيل ص
١	١٠٥٧	٧٧٦٣	١١	١٠١٢	٦٤١٠
٢	١٠٠٣	٧٤١٣	١٢	٩٧٦	٤٣٦٧
٣	٩٤٣	٧٦٢٠	١٣	٩٦٤	٥٠٤٠
٤	١٠٨٧	٧٨٢٣	١٤	١٠٩٦	٨٤٣٣
٥	٩٣١	٥٧٩٣	١٥	٩٤٠	٤٤٩٣
٦	٩٦٧	٥٧٦٥	١٦	١٠٥٤	٧١٤٣
٧	١٠٦٩	٨٣٣٠	١٧	١٠٢٤	٧١١٠
٨	١٠٠٣	٧٣٩٠	١٨	١٠٠٦	٤٤٥٧
٩	٨٦٥	٤٥٩٠	١٩	١٠٤٢	٦٨٢٣
١٠	٩٦١	٦٤٨٣	٢٠	١٢٢٦	٦٨٤٧

وقد تم الحصول على نتائج اختبار الذكاء من تطبيق اختبار ذكاء مقنن على جميع تلاميذ المدارس العشرين قبل إجراء التجربة . وبحساب معامل الارتباط بين الذكاء والتحصيل لكل مجموعة على حدة وجد مرتفعاً ودالاً فهو بالنسبة للمجموعة التجريبية = ٩٣١، وبالنسبة للمجموعة الضابطة = ٨٠٥، وبالتالي يمكن استخدام المتغير (س) أي

الذكاء في خفض مقدار تباين الخطأ ، ويسمى المتغير (س) في هذه الحالة المتغير المصاحب أو الملازم Covariate . وإذا أدخل هذا المتغير في التحليل فان تباين الخطأ الجديد يصبح جزءاً فقط من تباين الخطأ في تحليل التباين الكلاسيكي . وبعبارة أخرى هو البواقي أو الأخطاء العشوائية التي تبقى بعد استبعاد التباين الذي يرجع الى المتغير (س) من التباين الأصلي للخطأ . ومعنى ذلك أن تباين الخطأ في تحليل التباين إنما هو البواقي العشوائية في التباين وذلك حين تستخدم المعالجة المختلفة للمتغير المستقل بطريقة التدريس ودرجات الذكاء كمتغيرين منبثين بالمتغير التابع ، كما هو الحال في تحليل الانحدار .

كيف يحسب تحليل التباين ؟

يتطلب حساب تحليل التباين للمشال السابق السير في الخطوات

التالية :

١ - الحصول على المجموع الكلي المعدل للمربعات بالمعادلة الآتية :

المجموع الكلي المعدل للمربعات = المجموع الكلي الأصلي للمربعات

$\times (1 - \text{مربع معامل الارتباط للعينة الكلية})$.

وحيث أن معامل الارتباط بين المتغير الملازم والمتغير التابع

للعينة الكلية في مثالنا = ٠.٧١٠٥

والمجموع الأصلي للمربعات = ٣٢٦٦.٢٤

فان المعادلة السابقة تصبح كما يلي :

المجموع الكلي المعدل للمربعات = ٣٢٦٦.٢٤ $(1 - (٠.٧١٠٥)^2)$

= ١٦١٧.٥

٢ - الحصول على المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات بالمعادلة

الآتية :

المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات = المجموع الكلي الأصلي

للمربعات داخل المجموعات $\times (1 - \text{مربع معامل الارتباط بين س ، ص})$

داخل المجموعات

ويحسب معامل الارتباط داخل المجموعات بالمعادلة الآتية :

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

حيث أن الرمز $\sum s^2$ = مجموع حاصل ضرب القيم المتقابلة لكل من s ، s لجميع أفراد العينة .

وهو في مثالنا = ١٢٦٨٨٨

$\sum s^2$ = مجموع مربعات (s) لجميع أفراد العينة وهو في مثالنا = ٣٠٢٤٩٤

وبتطبيق المعادلة السابقة نحصل على معامل الارتباط داخل المجموعات كما يلي :

$$r = \frac{126888}{302494 \times 723827} = 0.00017$$

وحيث أن المجموع الكلي الأصلي للمربعات داخل المجموعات من تحليل التباين الكلاسيكي = ٣٠٢٤٩٤

∴ يمكن أن نحصل على المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات كما يلي :

$$\text{المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات} = (302494 - 1) \times 0.00017 = 83088$$

٣ - الحمول على المجموع المعدل للمربعات بين المجموعات بالمعادلة الآتية :

$$\begin{aligned} \text{المجموع المعدل للمربعات بين المجموعات} &= \text{المجموع الكلي المعدل للمربعات} - \text{المجموع المعدل للمربعات داخل المجموعات} \\ &= 78671 - 83088 = 78671 \end{aligned}$$

ويمكن تلخيص نتائج تحليل التباير في الجدول رقم (٩٢) .

جدول (٩٢) نتائج تحليل التباير

مصدر التباين	مجموع المربعات المعدل	درجات الحرية	متوسط المربعات المعدل	
بين المجموعات	٧٨٦٧١	١	٧٨٦٧١	
داخل المجموعات	٨٣٠٨٨	١٧	٤٨٨٨	
المجموع	١٦١٧٥٩	١٨		

ولعلك تلاحظ أن درجات الحرية في تحليل التباير بالنسبة

لمصدر التباين (بين المجموعات) تتطابق مع تحليل التباين ، أما في حالة مصدر التباين (داخل المجموعات) فهي أقل في حالة التباين بدرجة حرية واحدة (١٨ في حالة تحليل التباين و ١٧ في حالة التباين) ، وقد فقدت هذه الدرجة بسبب وجود المتغير المـلـاـزـم أو المصاحب . وبالنسبة إذا كان عدد المتغيرات الملزمة أو المصاحبة أكثر من ذلك - فإن عدد درجات الحرية يقل بعدد هذه المتغيرات الجديدة .

وتحسب النسبة الفاشية (ف) بنفس طريقة حسابها في تحليل التباين على النحو الآتي :

$$ف = \frac{\text{متوسط المربعات المعدلة بين المجموعات}}{\text{متوسط المربعات المعدلة داخل المجموعات}}$$

ويتم الكشف من دلالتها في جدول توزيع (ف) عند درجات الحرية الجديدة أي (ك - ١) بالنسبة للبسط حيث ك يدل على عدد المعالجات ، (ن - ك - غ) بالنسبة للمقام حيث يدل (ن) على العدد الكلي للحالات أو الملاحظات ، ك = عدد المعالجات ، غ = عدد المتغيرات الملزمة أو المصاحبة .

وبالكشف من دلالة (ف) في جدول تحليل التباين السابق نجد أنها دالة عند مستوى ٠.١ ومعنى ذلك أن هذا الباحث يرفض الفرض الصغرى . وهكذا نجد أن (ف) التي لم تكن دالة في تحليل التباين الكلاسيكي أصبحت دالة بنسبة عالية في تحليل التباين بعد عزل أو استبعاد أو ضبط المتغير المصاحب أو الملزم (وهو الذكاء) ضبطاً احصائياً ، وبذلك أصبح للاختبار الاحصائي قوة أكبر .

كيف تفسر نتائج تحليل التباين ؟

حتى يمكن تفسير النتائج التي تحلل بهذا الأسلوب الاحصائي بطريقة لها معنى لابد للباحث أن يحدد مقدار متوسط كل مجموعة السدى يمكن التنبؤ به إذا كان متوسط هذه المجموعة في المتغير الملزم مساوياً للمتوسط الكبير لهذا المتغير .

ولتحقيق هذا الغرض لابد من حساب المتوسط المعدل للمجموعة .

$$\bar{M}_m = \bar{M}_{m_1} - \bar{M}_{m_2} \quad \text{بيطار (مسم - مسم)}$$

حيث أن :

$\bar{M} =$ المتوسط المعدل للمتغير التابع في إحدى المجموعتين

$\bar{M} =$ المتوسط المحسوب للمتغير التابع في إحدى المجموعتين

بيتا = معامل بيتا باعتباره تقديراً لميل منحنى الانحدار
ويسمى معامل الانحدار .

$\bar{M} =$ المتوسط المحسوب للمتغير الملزم في إحدى المجموعتين

$\bar{M} =$ المتوسط الكلي أو الكبير أو الوزني لجميع المجموعات

ولعل المقدار (بيتا) يحتاج لبعض الشرح في حسابه ويمكن

صيغة معادلة كما يلي :

$$\text{معامل الانحدار} = \text{بيتا} = \frac{\text{مجموع } \bar{M} \text{ ص}}{\text{مجموع } \bar{M} \text{ س}}$$

$$= \frac{126888}{73382} = 1.73$$

وحيث أن المتوسط للمجموعتين والمتوسط الكبير للمتغير الملزم

(س) هو كما يلي :

$$\bar{M} = 98.86 \text{ للمجموعة التجريبية}$$

$$\bar{M} = 102.40 \text{ للمجموعة الضابطة}$$

$$\bar{M} = 100.63$$

يمكن حساب المتوسط المعدل لكل مجموعة في المتغير التابع

(ص) كما يلي :

المتوسط المعدل للمجموعة التجريبية = $68.070 - 1.73 (98.86 -$

$$100.63) = 71.132$$

المتوسط المعدل للمجموعة الضابطة = $61.122 - 1.73 (102.40 -$

$$100.63) = 58.061$$

ولعلك تلاحظ أن الفرق بين المتوسطين المعدلين (71.132 -

58.061 = 13.07) أكبر بكثير من الفرق بين المتوسطين الأصليين

$$(68.07 - 61.12 = 6.95)$$

وهذه المتوسطات المعدلة هي التي تجرى بينها المقارنات المتعددة
إذا تطلب الأمر ذلك

بعض مشكلات تحليل التغيرات :

مما سبق يتبين لك أن الطريقة الاحصائية في حساب تحليل التغيرات بسيطة الا أن مدى ملائمة الطريقة وتفسير نتائجها يتضمن بعض المعوقات . وبالطبع فإن الطريقة تفترض احصائيا تجانس معاملات الانحدار . وفيما عدا ذلك فإن (Ferguson , 1981) يشير الأسئلة الآتية بالنسبة لتحليل التغيرات .

أولا - هل يتأثر المتغير الملزم أو المصاحب بالمعالجة أي بالمتغير المستقل الأصلي ؟

ثانيا - هل المتغير الملزم أو المصاحب نفسه متغير من متغيرات المعالجة ؟
ثالثا - هل حساب المتوسطات المعدلة باستخدام التعميم أو الاستكمال الخطي يؤدي الى نتائج حقيقية وذات معنى في ضوء معرفتنا الراهنة ؟

رابعا - هل استخدام مجموعات ضابطة من النوع الذي لا يتعرض لأي معالجة يؤدي الى الاخلال بصحة التجربة ؟

خامسا - ما طبيعة العلاقة السببية بين المتغير الملزم والمتغير التابع ؟
ويجيب فرجسون على هذه الأسئلة بالتفصيل على النحو الآتي :

١ - العلاقة بين المتغير الملزم والمتغير المستقل :

ان الاستخدام الملائم لتحليل التغيرات يفرض أن الفروق في المتوسطات المعدلة يمكن أن تعزى مباشرة (وداخل حدود الخطأ العشوائي) لتأثيرات المعالجة . وبالطبع ، في بعض التجارب قد يتأثر المتغير الملزم بالمعالجات ، وحينئذ فإن الفروق بين متوسطات المعالجات لا يمكن عزوها الى المعالجات دون الوقوع في بعض الغموض . وبالطبع فإنه لو كانت المعالجات تؤثر في قيم المتغير الملزم فإن حساب المتوسطات المعدلة يستبعد بعض تأثيرات المعالجة . ولذلك يوصى دائما بضرورة الحصول على قيم المتغير الملزم قبل اجراء التجربة تماما (كما ذكرنا في المثال السابق) أي قبل تعريف المفحوصين للمعالجات

و بطريقة مستقلة تماما من هذه المعالجات ، وحينئذ لاتتأثر قيم
المتغير الملازم بهذه المعالجات .

وبالطبع فليس من غير المألوف في العلوم الانسانية والاجتماعية
والتربوية أن يكون المتغير الملازم والمتغير التابع كلاهما مسن
الخصائص الداخلية لوحدة التحليل التجريبي والتي مائه ماتكون إنسانا
أو حيوانا . فلي مثالنا السابق لاينكر أحد أن كلا من الذكاء والتحصيل
خاصيتان داخليتان في تلاميذ مدارس التجربة . إلا أن الخاصية التي
تؤلف المتغير الملازم قد تكون خارجية ، ومن ذلك مثلا الاتجاهات والدية
أو المستوى الاقتصادي والاجتماعي للأسرة ، أو عدد الاخوة في الأسرة .
ومن الواضح أن النوع الأول (الخصائص الداخلية) يتأثر بالمعالجات
أما النوع الثاني (الخصائص الخارجية) فلايتأثر بها إلا في حالات
نادرة . وبصفة عامة يجب على الباحث أن يتنبه الى ضرورة جمع بيانات
المتغير الملازم قبل تعريض مفروضه للمعالجات حتى ولوكان هذا المتغير
من النوع الذي ينتمى للخصائص الخارجية تحسبا لأي نواتج غير متوقعة .
ومثال ذلك الاتجاهات نحو الشعوب التي تتحدث لغة معينة كمتغير ملازم
وتدريس هذه اللغة بالفعل للتلاميذ كمتغير مستقل للمعالجة .

٢ - ماذا يحدث اذا كان المتغير الملازم جزءا من متغير المعالجة ؟

وقد يكون المتغير الملازم في بعض التجارب جزءا أساسيا من
المعالجة ، إلا أن الباحث لم يخطط لضبطه ، وحينئذ لابد من النظر اليه
على أنه متغير معالجة .

نفرض أن أحد الباحثين صمم تجربته لدراسة آثار إعطاب المخ
في موضعين منفصلين من المخ على سلوك الحيوان في متاهة التعلم .
ولنفرض أن موضع العطب في أحد الموضعين كان أكبر من الآخر لأسباب
ترجع الى العملية الجراحية التي أجريت للحيوانات . وحينئذ يكسبون
السؤال : هل تنتج الفروق بين الحيوانات في سلوك المتاهة الى موضع
العطب أو حجمه ؟

لنفرض أيضا أن الباحث حصل على متوسطين مختلفين للحيوانات
ذات مواضع العطب المختلفة ، ولكن حين استخدم حجم العطب (كمتغير
ملازم) زالت هذه الفروق بين المتوسطين المعدلين ، فهل يستنتج

الباحث من ذلك أن الفروق ترجع الى حجم العطب وأنها ليست لها صلة بموضعه ؟ للإجابة على هذا السؤال نقول أن تحليل التباين لا يقدم للباحث إجابة مؤكدة حول الآثار العلية أو السببية النسبية لهذين المتغيرين ، وهو ليس بديلا للتصميم التجريبي العاملى التقليدى الذى يتناول كلا من حجم العطب وموضعه كمتغيرين مستقلين يتحكم فيهما الباحث بالفعل بالطريقة الملائمة .

٣ - حول ارتباط نتائج تحليل التباين بعالم الواقع :

ويستخدم تحليل التباين أيضا فى البحوث التى يكون فيها المتغير المستقل من النوع الذى لا يتحكم فيه الباحث والذى يؤلف فئة البحوث التى سبق أن أسميناها البحوث شبه التجريبية ، ومن ذلك الجنس ونمط المرض العقلى والبيئة الشفائية التى يعيش منها المفحوص الخ . لتأمل هذا المثال الذى يقتبسه فرجسون (Ferguson, 1981) عن لورد . لنفرض أن أحد الباحثين صمم تجربة لدراسة أثر التغذية التى تقدم لطلاب الجامعات فى أماكن الإقامة الداخلية (المـسـدـن الجامعية) على وزنهم، والفروق فى ذلك بين الذكور والإناث . ولنفرض أيضا أن الباحث قام بقياس وزن الطلاب والطالبات عند بدء الدراسة واعتبر ذلك المتغير الملزم ثم قاس وزنهم مرة أخرى فى نهاية العام الجامعى واعتبر ذلك المتغير التابع ، والجنس بالطبع هو المتغير المستقل . وحين أجرى تحليل التباين التقليدى لم يجد فروقا دالة بين القياس القبلى والبعدى فى الوزن لكل من الذكور والإناث . وقد يستنتج من ذلك أن التغذية داخل المدن الجامعية لا تؤثر فى وزن الطلاب من الجنسين .

لنفرض أن هذا الباحث قام بتعديل المتوسطات فى المتغير التابع بحيث تضع فى اعتبارها الفروق فى الوزن القبلى ، أنه حينئذ يجد فروقا جوهرية بين الجنسين لصالح الذكور باستخدام تحليل التباين وحينئذ يتوصل الى نتيجة مغايرة هى أن وزن الذكور زاد زيادة أكبر من وزن الإناث بعد استبعاد أثر القياس القبلى .

فأى النتيجة هو الصحيح ويمكن قبوله ؟

يرد فرجسون على هذا السؤال بقوله أن كل نتيجة من هاتين

النتيجتين هي اجابة على سؤال مختلف . فالسؤال الأول مباشر وهو :
هل تؤثر التغذية في المدن الجامعية على وزن الطلاب من الذكور
والاناث ؟ والاجابة المباشرة عليه هي لا .

أما السؤال الثاني فهو افتراضى وقد لا يكون له معنى واضح
للقارئ العادى وهو : اذا كانت متوسطات وزن الطلاب من الذكور
والاناث متساوية منذ بداية التجربة ، فهل تؤدي التغذية داخل المدن
الجامعية الى تغيير هذه المتوسطات ؟

وهنا السؤال موضع التباس في المعنى . انه يتضمن تأملاً
افتراضياً من أصل سكانى احصائى وهم يتساوى فيه الناس جميعاً فى
الطول ، الا أنه لا يوجد فى عالم الواقع مثل هذا الأصل والعينات
المنشقة منه بالطبع ، وبالتالي فان التعميم أو الاستكمال هو محض
اصطناع احصائى ، وبالتالي فلا يمكن الحصول على اجابة فى عالم الواقع
حول الأمور الاحصائية كما توجد بالفعل . يمكن الحصول عليها بهذا
الأسلوب . وقد يزداد الأمر ايغالا فى الاصطناع اذا حلت محل الفروق فى
أثر التغذية بين الذكور والاناث ، الفروق فى أثر التغذية بين
الفئران والثيران ، ان السؤال هنا عبث ولا معنى له .

وعلى ذلك فان الباحث مطالب عند أى استخدام لتحليل التغيرات
أن يتأكد من توافر المعنى عند التعميم (الاستقرار) من العينات
الى الأصول ، أو الاستنباط من الأصول الى العينات حتى يصبح للمتوسطات
المعدلة مغزى حقيقى فى البحث ، وأن يكون وجود مثل هذه المتوسطات
محتمل الحدوث بالفعل فى عالم الواقع . صحيح أن بعض الباحثين
يقومون استنتاجاتهم عند تحليل التغيرات على أساس قولهم مايلى :

" بافتراض أن متوسطات المتغير الملزم متساوية فان متوسطات
المتغير التابع هي كذا "

وفى العبارة - كما يقول فرسون - فان الزيف فى المقدمة
وليس فى النتيجة . وبالطبع فانه يمكن للباحث وضع أى افتراض
وحينئذ تكون النتيجة استنباطاً منطقياً صحيحاً منه ، الا أننا حينئذ
نكون دخلنا عالم المنطق المورى بكل مشكلاته التاريخية والذي تتحول
فيه القضايا الى محض بنى رمزية قد لا ترتبط مطلقاً بعالم الواقع ، بل

قد تمنع لها عالما زائفا تماما ، ومع ذلك يحكمها الاتساق الداخلي على الرغم من فقدان الصدق الخارجى . وعلى ذلك فان تحليل التباين يحتاج الى درجة عالية من الحكمة والحذر ، والاتوصل به الباحث الى اجابات صحيحة لأسئلة خاطئة .

٤ - ماهر دور المجموعة الضابطة والتي لا تتعرض لأي معالجة ؟

فى بعض استخدامات تحليل التباين يلجأ بعض الباحثين الى المجموعة الضابطة التى لا تتعرض لأي معالجة والتي تسمى intact group ، ومن ذلك أن يستخدم الباحث مجموعتين تجريبيتين من التلاميذ تتعرض كل منهما لطريقة معينة فى التدريس أما المجموعة الضابطة فلا تتعرض للتدريس مطلقا ، وتكون هذه المجموعة الضابطة فى هذه الحالة من النوع الذى لم يمس "أوبلا معالجة" ، ويظل على طبيعته الأصلية . ويلجأ بعض الباحثين الى هذه الطريقة حين يعجزون عن توزيع المفحوصين على المعالجات توزيعا عشوائيا .

وفى هذه الحالة يجب أن ننبه الى أنه لو كان المتغير الملزم قد استخدم كأحد المعايير الأساسية فى توزيع المفحوصين على المجموعات فان استخدام هذا النوع من المجموعة الضابطة حينئذ يصبح لامعنى له ، لأن المتغير الملزم نفسه هو جزء من المعالجة فى هذه الحالة . أما اذا لم يستخدم المتغير الملزم فى هذا الغرض فان الفرق فى هذا المتغير قد تنشأ عن ظروف عديدة لا يمكن التحكم فيها ، وحينئذ فان استخدام المجموعة الضابطة التى لا تتعرض لأي معالجة قد لا يؤدي الى عدم صحة النتائج المستخلصة . وبالطبع لو وجد الباحث أن الفرق فى المتغير الملزم كبيرة وتؤثر تأثيرا واضحا فى متوسطات المتغير التابع فان من الواجب عليه فى هذه الحالة تعمق هذه الحالة واستطلاع أسبابها .

٥ - هل يتضمن تحليل التباين علاقة سببية ؟

وأخيرا يجب أن ننبه الى أن تحليل التباين كأسلوب احصائى لا يتضمن أى افتراضات من العلاقة السببية بين المتغير الملزم والمتغير التابع . فالمتغير الملزم قد يكون أى متغير من أى نوع . ومع ذلك فان من المعانى المضرة (غير الصحيحة) لاستخدام تحليل التباين

هذا الافتراض بوجود علاقة سببية مباشرة بين المتغيرين. الملزم والتابع، بينما حقيقة الأمر أن العلاقة بين المتغير الملزم والتابع قد تكون ناجمة عن متغير ثالث. ومن ذلك العلاقة بين الطول والوزن عند الأطفال. إنها تكون مرتفعة وعالية ولكنها لاتضمن العلاقة السببية، لأن الارتباط بينهما قد يعود إلى متغير ثالث يربطهما معا بالفعل هو العمر الزمني. ولذلك فإن الباحث عندما يستخدم تحليل التباين عليه أن يتأمل بعناية ودقة (وفي ضوء نتائج البحوث السابقة والأطر النظرية المتاحة) العلاقة بين المتغير الملزم والمتغير التابع. فالمسألة ليست خبط عشواء، كما أنها ليست اختبارا ذاتيا للمتغير الملزم يفرضه الباحث دون أساس نظري واضح. ومعنى ذلك أن تحليل التباين يحتاج مرة أخرى إلى الحكمة والحذر، وليس محض تدريج أحمائي يمارسه الباحث في تحليل نتائجه.

الفصل السابع عشر

التحليل العاُملى

يحتل التحليل العاُملى Factor analysis مكانه خاصه فى ميدان التنظير السيكولوجى للمفاهيم النفسية باعتبارها تنتمى الى الفئة العامة لمفهوم " السمات " كما تناولناه فى الفصل الثاُمى ، فاذا كانت السمة ومنها القدرة تستنج من " فئة من أساليب الأداء " ترتبط فيما بينها ارتباطا عاليا وترتبط بغيرها من أساليب الأداء ارتباطا منخفضا " فاذا ذلك يتطلب ضرورة البحث عن منهج تصنيفى فى جوهـسه يحدد هذه " الفئات " التى تستنج منها السمات (واللدراث) • وكان التحليل العاُملى هو الابتكار الاحصائى التاريخى الذى حقق هذا المطلب

وفى هذا الفصل تبدأ عرضنا للنماذج الرياضية التى قامت على هذا الأسلوب الاحصائى بتناول مبسط للمنهج ذاته ثم استعراض النماذج استعراضا عاما دون تفصيل كبير على النحو الذى ميز الطبقات الأربع السابقة من كتاب القدرات العقلية ، ويمكن للقارىء المهتم بتفاصيل هذه النماذج النظرية ان يرجع الى طبقات هذا الكتاب السابقة (فواد ابو حطب ، ١٩٨٤)
ماهو التحليل العاُملى ؟

يعود الفضل الى مدرسة جامعة لندن فى الاحصاء وعلم النفس الى ابتكار أسلوب التحليل العاُملى فى أوائل القرن الحالى حين وضع كارل بيرسون عالم الاحصاء العظيم المعادلات الأساسية لمعامل الارتباط وكذلك فكرة اختصار هذه المتغيرات المرتبطة الى عدد من المتغيرات " غير المرتبطة " وذلك فى مقال هام له نشره فى المجلة الفلسفية البريطانية عام ١٩٠١ ، الا أن سبيرمان - عالم النفس البريطانى الشهير - استطاع عام ١٩٠٤ أن يحدد معالم المنهج الذى شاع فيما بعد باسم التحليل العاُملى .

صحيح أن الطريقة التى ابتكرها سبيرمان لم تعد لها فسى الوقت الحاضر الا قيمتها التاريخية ، الا أن سيظل له فضل ابتكار المنهج بشكل صريح وكذلك عبقرية ريادة استخدامه فى ميدان علم النفس • وقد جاء من بعده فريق كامل من الرواد نذكر منهم على سبيل المثال —

وجيلفورد وكاتل وهارمان في الولايات المتحدة ، وأهمافارا في
السويد والقوى في مصر .

معامل الارتباط : مرة أخرى :

يبدأ التحليل العاملي بحساب معاملات الارتباط بين مجموعة
من درجات الاختبارات . وحتى نوضح معنى معامل الارتباط مرة أخرى نفرض أننا
طبقنا اختباراً في الاستدلال الحسابي واختباراً آخر في فهم القراءة
على هيئة من التلاميذ عددها ١٠٠ تلميذ ، وحسبنا معامل الارتباط بين
درجات الاختبارين فبلغ مقداره + ٥٠ فكيف نفسر هذا المعامل؟ لاشك
أن معامل الارتباط هذا يدل على وجود بعض العلاقة الموجبة بين مواضع
الأفراد ومكانتهم في الاختبارين . وعلينا أن نفسر هذه النتيجة التي
ندل على ما هو مشترك بينهما بحيث يؤدي إلى تشابه مواضع الأفراد فيهما .
ومعنى ذلك أن مكانة الفرد في أحد الاختبارين يمكن أن تفيد فائدة
جزئية في التنبؤ بمكانته في الاختبار الآخر ، وربما تكون هذه
الخاصية المشتركة هي القدرة على فهم القراءة لأن كليهما يتطلب
هذه القدرة . وقد تكون القدرة الاستدلالية أو القدرة على فهم معاني
الكلمات أو المهارة في التعامل مع الاختبارات أو السرعة في الأداء
أو غير ذلك من السمات الفرضية .

ويدل معامل الارتباط في جوهره كما بينا في الفصل التاسع
على مقياس احتمالي بين متغيرين أو درجات مقياسين . وهو يحسب
الإجابة على سؤال : كيف يرتبط التغير في المقياس الأول بالتغير في
المقياس الثاني . ويصل هذا الارتباط إلى اقصى حين يتناسب التغير
(التباين) في المقياس الأول تناسباً تاماً مع التباين في المقياس
الثاني ، وفي هذه الحالة يصبح الارتباط مساوياً للواحد الصحيح
(١ +) . وعندما يصبح التناسب عكسياً تماماً تنعكس الإشارة الجبرية
لمعامل الارتباط فيصبح (١ -) . إلا أننا في القياس الذاتي
والتربوي لانصل إلى هذه المقادير التامة الموجبة أو السالبة، وأن كنا
نقترب منها . ولذلك عادة ما يكون معامل الارتباط في البحوث النفسية
والتربوية في صورة كسر عشري سالب أو موجب أكبر من الصفر وأقل من
الواحد الصحيح .

ولا يدل معامل الارتباط على النسبة المئوية للتباين. ويمكن الحصول على النسبة المئوية للاتفاق بين المقاييس التى بينها ارتباط بتربيع معامل الارتباط . ومعنى ذلك أن معامل الارتباط r يدل على اتفاق مقداره 0.50 ، تقريباً (٤٩ ر) .

ويعطينا معامل الارتباط بين اختبارين على النحو الذى أشرنا اليه مثالا على طبيعة المشكلات التى يتناولها التحليل العا ملى، رغم أن هذه المعامل وحده لا يكفى للوصول الى استنتاج صحيح . فإذا طبقنا على نفس العينة السابقة اختبارا ثالثا فى الجمع وحسبنا معامل ارتباط درجاته بدرجات اختبار الاستدلال الحسابى فبلغ + r يمكننا أن نستنتج أن التداخل بينهما يرجع الى القدرة على الحساب، أو اليسر العددي أو غير ذلك من العناصر المشتركة بينهما . وإذا حسبنا معامل الارتباط بين اختبار الجمع واختبار فهم القراءة وكان مقداره ليس له دلالة احصائية (أى لا يختلف عن الصفر) فاننا نفترض فى هذه الحالة أن التداخل بين هذين الاختبارين واختبار الاستدلال الحسابى يرجع الى سمات منفصلة غير متداخلة . أما اذا كان معامل الارتباط بين اختبار الجمع واختبار فهم القراءة موجبا فاننا نصبح بازاء احد احتمالين لا يتقرر أحدهما الابتطبيق اختبار رابع . وأحد هذين الاحتمالين هو أن التداخل بين هذين الاختبارين يعتمد على نفس السمة التى تستنتج من علاقة الاستدلال الحسابى بفهم القراءة ، أما الاحتمال الثانى فهو أن هذه العلاقة تعتمد كليا أو جزئيا على عوامل أخرى .

وهكذا يتزايد عدد الاختبارات (أو المتغيرات) ويتزايد تبعاً لذلك عدد معاملات الارتباط بينهما كما يتمثل فى المعادلة الآتية :

$$\text{عدد معاملات الارتباط} = \frac{n(n-1)}{2}$$

حيث n الرمز (n) على عدد الاختبارات المستخدمة .
ولذلك لابد من تنظيم هذه المعاملات على نحو منطقي فى جدول يسمى مصفوفة الارتباط . ويوضح الجدول رقم (٩٣) مثالا لمصفوفة ارتباط .

جدول رقم (٩٣) معطلة ارتباط

رقم الاختبار	الاختبار	١	٢	٣	٤	٥	٦
١	المفردات	٨٦	٧٩	٤٥	٤١	٣٤	
٢	التمثيل اللفظي	٨٦	٦٨	٤٤	٣٥	٢٦	
٣	تصنيف الكلمات	٧٩	٦٨	٤٩	٣٩	٣٢	
٤	تصميم المكعبات	٤٥	٤٤	٤٩	٨	٤	
٥	التصور المكاني	٤١	٣٥	٣٩	٨	٥	
٦	لوحة الأشكال	٣٤	٢٦	٣٢	٤	٥	

التحليل العاملي :

التحليل العاملي هو الأسلوب الذي يمل بتفسير معامــــل الارتباط الموجب (والذي له دلالة إحصائية) الى مستوى التعميم . وقد نشأ هذا الأسلوب في إطار علم النفس ليزود الباحثين بنموذج رياضي لتفسير النظريات السيكولوجية في ميدان القدرات العقلية وسمات الشخصية ، ثم امتد الى مجالات العلم الأخرى .

يبدأ التحليل العاملي بمجموعة من الملاحظات يمكن الحصول عليها من عينة معينة من الأفراد عن طريق استخدام مجموعة من المقاييس والاختبارات ويهدف الى تحليل هذه الملاحظات من خلال العلاقات بينها لتحديد ما اذا كانت التغيرات التي تدل عليها يمكن تفسيرها في ضوء عدد من الفئات الأساسية أقل عددا مما بدأنا به . أي هل يمكن تفسير هذه البيانات التي تحمل عليها من عدد كبير من الاختبارات والمقاييس العقلية في ضوء عدد أقل من المتغيرات المرجعية ؟

وبهذا ينتمي منهج التحليل العاملي الى فئة المناهج المتعددة المتغيرات multivari ، ويعتمد على الفروق الفردية كما تتمثل في عدد كبير من الاختبارات والمقاييس تطبق على نفس المفحوصين في ظروف موحدة أو مقننة ، وذلك لتحديد المصادر المشتركة للاختلاف

أو التباين كما تتمثل فى انتظام الفروق الفردية فى درجات بعض هذه الاختبارات أو كلها .

وهكذا يختلف منهج التحليل العاـملـى (كمنهج متعدد المتغيرات) عن المنهج التجريبي التقليدى الذى يستخدم فيه الباحث ما يسمى " المعالجات " Treatments فى صورة تغيير للمثيرات أو ظروف الزمن أو عدد مرات العرض أو غيرها ، وبعبارة أخرى فان الفاحص يطبق اختبارا واحدا فى ظروف وشروط مختلفة لتحديد دلالة الفروق بين هذه الظروف والشروط . وعادة ما يستخدم فى هذه الحالة أسلوب تحليل التباين وفيه تستخدم الفروق الفردية كتقدير لما يسمى "تباين الخطأ" وفى ضوءه نحكم على مدى دلالة الفروق بين الجماعات أو المعالجات .

ويميز بعض علماء النفس بين منهج التحليل العاـملـى والمنهج التجريبي التقليدى على أساس اهتمام المنهج الثانى بالاعتماد بين المثيرات والاستجابات (م - س) (أى الاستجابات كدالة للمثير) بينما يهتم التحليل العاـملـى بالاعتماد بين الاستجابات (س - س) ، حيس تعتبر درجات مختلف الاختبارات متغيرات استجابة . كما يميز البعض الآخر بين المنهجين فى أن التحليل العاـملـى يبحث عن علاقات الاقتران بين المتغيرات ويتناول المفحوصين كما يأتون لموقف الاختبار من اطار مجتمع احصائى سكانى عام population له حدوده ومعالمه . أما المنهج التجريبي المعتاد فانه يبحث فى العادة عن علاقات السبب والآخر ، بالاضافة الى أن المجرى يقوم "بمعالجة" مفحوصيه عن طريق قيامه بدور نشط فى تغيير الظروف والشروط التى يتعرضون لها .

ومعنى ذلك أن التحليل العاـملـى يعتمد فى جوهره على أسلوب معامللات الارتباط . وهذا ما أشرنا اليه آنفا . وهذا الأسلوب يختلف عن المتوسطات والانحرافات المعيارية أو التباين التى يعتمد عليها المنهج التجريبي فى أن المتوسطات والانحرافات المعيارية تتأثر بشروط وظروف كثيرة قبل اجراء التجربة ، مما يتطلب من الباحث ضرورة الاهتمام بمعرفة " ما فى " المفحوصين ، اذا كان عليه أن يصل الى نتائج تعد محملة " لمعالجته " لهم وحدها ، والا فان تداخل هذه " الظروف السابقة " قد يؤثر فى مدى الثقة فى هذه النتائج .

وهذا ما لا يتوافر إلا في " المستعمرات الحيوانية " التي يتحكم فيها
المجرب تحكما شديدا .

ويمكن أن نلخص الفروق الجوهرية بين منهج التحليل العاملي
والمنهج التجريبي المعتمد في الجدول رقم (٩٤) .

جدول رقم (٩٤) الفروق الجوهرية بين التحليل العاملي والمنهج التجريبي

موضوع المقارنة	التحليل العاملي	المنهج التجريبي
عدد المتغيرات	متعدد	واحد (الافى بعض التصميمات التجريبية المعقدة)
شروط وظروف الدراسة	موحدة مقلنة	متغيرة تبعا "لمعالجات" الباحث
الاهتمام	الفروق الفردية	القوانين العامة الأساسية (الفروق الفردية مصدر لتباين الخطأ)
علاقة الاعتماد	س - س	م - س
الأسلوب الإحصائي	معاملات الارتباط	الفروق بين المتوسطات أو تحليل التباين

إلا أن هذا لا يعنى أن التحليل العاملي يتجاهل شروط التجريب
ولسوء الحظ فإن بعض البحوث العاقلية قد أجريت دون أن ينتبه أصحابها
إلى أن هذا المنهج يتطلب الضوابط التجريبية المعتادة ، فاستخدموه
على أية مصفوفة ارتباط تتيسر لهم .

والواقع أن التحليل العاملي الجيد يهتم بمعدريين هاميين
من المصادر التي تحدد النتائج ، وهما عينة الأفراد ، وعينة
المتغيرات (الاختبارات) . وفى اختيار عينة المتغيرات لابد أن
تتوافر للباحث خبرة كافية يستمد منها من إطار نظرى معين (من الأطر

الخاصة بالمتغيرات الفعليّة ————— مثلا) أو من نتائج البحوث العامليّة السابقة بحيث تمكنه من صياغة فروضه عن العوامل المتوقعة، ثم ينتقى المتغيرات بعناية بحيث تشمل بطارية الاختبارات على عدد كاف منها يمثل العوامل الفرضية *hypothesized factors* ومن المعروف أن الحد الأدنى لتمثيل العامل الفرضي الواحد هو ثلاثة اختبارات . وقد نلجأ في حالة العوامل المؤكدة من البحوث السابقة إلى تمثيلها باختبارين (أو اختبار واحد في حالات الضرورة) .

ثم يواجه الباحث بعد ذلك مشكلة عينه الأفراد . فمن المهم لهذه العينات التي تستخدم في دراسة السمات الأساسية في المعرفة مثلا (أخص الأداء) أو الوجدان (الأداة المميز) أن تكون موحدة قدر الأمكان في خصائص معينة مثل الثقافة العامة المشتركة والعمر الزمني والمستوى التعليمي والجنس وغير ذلك من المتغيرات التي لا يمكن تجاهلها إلا إذا تأكد الباحث أنها لا تؤثر تأثيرا ملحوظا في معاملات الارتباط . ولكن نوضح ذلك حسينا أن نشير إلى متغيري العمر والجنس . فحين تختلف أعمار عينة من المفحوصين في بحث التحليل العاملي ————— يؤدي ذلك إلى ارتباط درجات الاختبار (وخاصة الاختبارات العقلية) بالعمر ، ثم تتزايد معاملات الارتباط في المصفوفة كلها نتيجة لذلك . وليس نتيجة لارتباطات حقيقية بين المتغيرات . وقد ينتج عن ذلك ظهور العامل العام من النوع الذي يؤكد سبيرمان . وقد كشف لنسا ترومان كيلي عام ١٩٢٨ أن كثيرا من الدراسات التي يبدو أنها تدعم فرض العام توصلت لهذا لأنها لم تتحكم في عامل العمر والتعليم والجنس .

لما تأثير الجنس في نتائج التحليل العاملي فقد يختلف عن تأثير العمر يوما ما . لنفرض أننا نقوم بتحليل بطارية اختبارات يتفوق في بعضها الذكور تفوقا واضحا ، ويتفوق الإناث في البعض الآخر ، ولا توجد فروق بين الجنسين في البعض الثالث . فإنه من المحتمل أن نحصل في هذه الحالة على عاملين يرجعان إلى الجنس أو عاملين ثنائيي Bipolar (أي عامل يرتبط به بعض المتغيرات ارتباطا موجباً ويرتبط به البعض الآخر ارتباطا سلباً) . وإذا لم يتنبه الباحث إلى

تأثير الجنس هذا فإنه قد يحاول تفسير العوامل الشناخية تفسيراً سيكولوجياً معظماً .

أهمية منهج التحليل العائلى :

١- الاقتصاد فى عدد المتغيرات : إن ميزة الاقتصاد فى عدد المتغيرات من الميزات الهامة فى التحليل العائلى . فمن المعروف أنه يوجد مئات الاختبارات تزعم انتماءها الى الميدان "العائلى المعرفى" أو ميدان الأداء الأقصى بينما لا يوجد حتى الآن أقل من مائة عامل من عوامل الذكاء ، كما أننا نتوقع على الأقل وجود ١٢٠ قدرة كماتتنبأ إحدى النظريات (نظرية جيلفورد) . ولقد كان وكلر من أولئك الذين اهتموا بأن هدف التحليل العائلى " هو تفسير التباين الكبير فى بطارية كبيرة من الاختبارات فى ضوء عدد أقل من القدرات الأولية أو العوامل " ، ولكنه يضيف أنه يوجد عدد من العوامل أكثر من عدد الاختبارات الجيدة المتاحة لقياس الذكاء فى الوقت الحاضر .

٢- زيادة مقدار المعلومات : من المعروف أن استخدام الدرجات المركبة فى الاختبارات يؤدي الى فقدان الكثير من المعلومات الهامة عن الأداء العائلى . فنحن فى العلم فى حاجة الى مزيد من التمايز والتمييز . والعلم فى صميمه هو سعى للحصول على معلومات جديدة وتمييزات دقيقة . فكم حدث من فتح علمى جديد لأن باحثاً فى علم الفيزياء أو البيولوجيا أو الفلك اكتشف شيئاً غير عادى فى فيلم فوتوغرافى أوتحت الميكروسكوب أوخلال التلسكوب ثم ثبت أن له أهمية قصوى ! ان تاريخ العلم هو قصة التمييزات الدقيقة للإنسان . أما أن نتجاهل هذه التمييزات بحجة أنها تجعل الحياة أكثر تعقداً فإن فى ذلك انكاراً للرغبة فى التقدم العلمى . أما اذا كانت هذه التمييزات لا تتكرر أو كانت ليست بذات أهمية أو فائدة فهذا ما يدعمه البحث فى الميادين الأساسية والتطبيقية للعلم بعد ذلك .

والتحليل العائلى يفيد فى زيادة وضوح المعلومات ، فلأغراض فهم السلوك وتفسيره والتنبؤ به نحتاج الى معلومات واضحة والا يضل المرء أو يضل نفسه أو كليهما ، وتذهب أغراض العلم سدى ، ومثالنا على ذلك اختبار يقيس العاملين (أ) ، (ب) بنفس القوة ؟ فإذا حصل

الشخص على درجة كنسبية فوق المتوسط في هذا الاختيار . فماذا تعنى هذه الدرجة ؟ ان هذه النتيجة قد تدل على عدد من الاحتمالات فى الأوضاع النسبية لهذا الشخص فى مقاييس العاملين (أ) ، (ب) ، فقد يكون فى أعلى مكانة فى العامل (أ) وأقل من المتوسط فى العامل (ب) ، أو قد يكون العكس صحيحا ، أو قد تتساوى أوضاعه فى العاملين فإذا اعتمدنا على هذه الدرجة الكلية فى تشخيص سلوك المفحوص وتوجيهه مهنيا أو تعليميا على أساس مكانته فى العامل (ب) ، فان قرارنا يصبح غير مفيد اذا كانت درجته الحقيقية فى هذا العامل أقل من المتوسط مثلا ، أما اذا استخدمنا منهج التحليل العاملى فاننا قد نتوصل الى اختبارات على درجة كبيرة من التجانس او بعبارة فنية " اختبارات ذات تكوين عاملى بسيط " .

٣ - **التحقق من الفروض العلمية** : يمكن أن نمنف بحوث التحليل العاملى الى فئتين : أولاهما عاملية استطلاعية تسعى - كما يقول ثرستون - الى " اكتشاف الأبعاد أو الفئات الرئيسية وتحديد الاتجاهات التى يمكن بها دراستها بالطرق التجريبية العملية " . وبعبارة أخرى فان طرق التحليل العاملى الاستطلاعى تسعى الى اكتشاف العوامل أكثر من اختبار الفروض الخاصة بهذه العوامل . أى أنها من طرق صياغة الفروض .

وما دامت تفسيرات العوامل فى التحليل العاملى الاستطلاعى تدل على ما يسميه **فريشتر " لفرولام "** فانها تحتاج الى نوع من التقويم يتمثل فى مقارنة النتائج التى نحصل عليها بنتائج عينات أخرى من نفس الأصل الاحصائى السكانى العام ، كما تحتاج الى التحقق من التنبؤات الخاصة بالمتغيرات فى مصفوفة الارتباط وفى تشعبات العوامل التى تنتج عن " **المتغيرات المنظمة** " فى المتغيرات المرجعية .

ومن المعروف أنه فى البحوث التى تتضمن فروضا صريحة نميز فى صياغة الفرض بين مجموعة المتغيرات المرجعية أو المستقلة ، ومجموعة المتغيرات التابعة (أو متغيرات المحك) . وعادة ما يكون الفرض فى صورة عبارة شرطية تقرر أنه **إذا** نشأت شروط أو ظروف معينة (المتغيرات المستقلة) **إذن** يتبع ذلك حدوث نتائج سلوكية من نوع معين (المتغيرات التابعة) . ويختلف هذا بالطبع عن التصميم التقليدى

في منهج التحليل العاُملي القائم على الاعتماد المتبادل بين المتغيرات حيث يمكن أن يستخدم في التحقق من صحة ما يمكن أن نسميه "العوامل المفترضة" hypothesized factors وهذا مايسميه نواز أبو حطب (١٩٧٢) الانحدار العاُملي factorial invariance وهو نوع من البحوث في منزلة متوسطة بين البحوث الاستكشافية من ناحية ، وبحوث اختبار الفروض التي تدل على علاقات وظيفية بين المتغيرات المستقلة والمتغيرات التابعة من ناحية أخرى .

طرق التحليل العاُملي :

تميز التحليل العاُملي منذ نشأته ولا يزال بتنوع الطرق المستخلصة فيه. ولا يتسع المقام لستناول هذه الطرق بالتفصيل ، ولذلك سنقتصر على عرض هذه الطرق على النحو الذي يقترحه هارمان ؛ ويمكن للقارئ المهتم الرجوع الى مزيد من التفاصيل في المراجع المتخصصة الواردة في مراجع هذا الكتاب

١ - طريقة الفروق الرباعية التي يقترحها سبيرمان عام ١٩٠٤ والتي تتضمن أبسط نموذج عاُملي ممكن لوصف كل متغير في ضوء عامل عام وعامل نوعي خاص .

٢ - طريقة العوامل المزدوجة bifactor والتي تتطلب تصنيف المتغيرات الى الفئات التي تنتمي اليها ، وفي هذه الحالة يمكن وصف كل متغير في ضوء عامل عام بالإضافة الى متغيرات الفئة الأولى التي تتضمن العامل الطائفي الأول ، ومتغيرات الفئة الثانية التي تضمن العامل الطائفي الثاني ، وهكذا .

وفي هذا النموذج البسيط الذي ابتكره هولزنجر نجد أن كل عامل طائفي يتداخل مع العوامل الخاصة بالرغم من أن المعادلات الأساسية له تتضمنه .

٣ - طريقة المحاور الأساسية principal axes والتي وضع أسسها الرياضية كارل بيرسون عام ١٩٠١ والتي طورها هوتلينج ١٩٣٣ وكيلى عام ١٩٣٥ وهي أكثر الطرق استخداماً في الوقت الحاضر لملاءمتها للاستخدام مع الحاسبات الالكترونية الحديثة .

ويرى هارمان أن هذه الطريقة لها ثلاث صور بديلة هي :

(أ) طريقة تحليل المكونات أو طريقة المكونات الأساسية principal components والتي اقترحها هوتلنج عام ١٩٣٣ وظل يطورها طوال حياته . والنموذج الذي تتضمنه هذه الطريقة يصف كل متغير خطيا في ضوء عدد من المكونات الجفيدة غير المرتبطة . ويسهم كسل مكون بأقصى مايمكن في مجموع تباينات المتغيرات . وعادة مايبقى الباحث على عدد قليل من هذه المكونات وخاصة اذا كانت تفسر نسبة كبيرة من التباين الكلي . وتتميز هذه الطريقة باستخدام الواحد الصحيح في الخانات القطرية من مصفوفة الارتباط .

(ب) طريقة العوامل الأساسية principal Factor والتي حاول بها طومسون عام ١٩٣٤ أن يطوع طريقة المكونات الأساسية للنموذج الكلاسيكي في التحليل العاُملي الذي يصف كل متغير خطيا في ضوء العوامل المشتركة والعامل الخاص . وتتميز العوامل المشتركة بأنها أقل عددا من المكونات غير المرتبطة المشار اليها في الطريقة السابقة . وتفسر العوامل المشتركة معاملات الارتباط بين المتغيرات ، ويفسر كل عامل خاص التباين المتبقى لهذا المتغير (ويشمل هذا تباين الخطأ) . ويشار عادة الى معاملات ارتباط العوامل باسم " التشبعات " Saturations ومن ناحية أخرى يمكن القول أن هذه الطريقة هي تطبيق لطريقة المكونات الأساسية على مصفوفة الارتباط المختزلة والتي تستخدم فيها الاشتراكيات Communalities محل الاحاد في الخانات القطرية من مصفوفة الارتباط .

(ج) الطريقة المركزية centroide وتتضمن هذه الطريقة حلا لبعض المشكلات الحسابية المعبة في الطريقتين السابقتين وخاصة أنهما كانتا تتطلبان جهدا هائلا وتستغرقان وقتا طويلا قبل توافر الحسابات الالكترونية . ولذلك يرى بعض العلماء المعاصرين أن هذه الطريقة أصبحت ذات قيمة تاريخية فقط . ويعود الفضل الى سيرل بيرت منذ عام ١٩١٧ في صياغة المعادلة الأساسية لهذه الطريقة الا أنه طبقها على الحالات التي تتطلب استخراج عامل واحد من النوع الذي أشار اليه سيرمان . وقد استطاع ثرستون عام ١٩٣١ أن يتوصل الى الطريقة المركزية

الكاملة لتحليل بطاريات كبيرة من الاختبارات إلى عدد من العوامل المشتركة . ويدل اسم هذه الطريقة على ارتباطها الوثيق بالمفهوم الرياضي في علم الميكانيكا " المركز المتوسط " أو " مركزية الجاذبية " . ولذلك فإن أفضل وصف للطريقة المركزية يتم في صورة هندسية حيث تعتبر المتغيرات ممثلة بمجموعة تتألف من عدد من المتجهات Vectors متضمنة في حيز مكاني space يتألف من عدد من الأبعاد (مع ملاحظة أن عدد الأبعاد يكون عادة أقل من صادات المتجهات) . وتدل هذه الأبعاد على العوامل المشتركة . كطيدل الناتج العددي Scalar product من أي زوج من المتجهات على معامل الارتباط بينهما . ومن ناحية أخرى يمكن أن تعتبر المتغيرات ممثلة بعدد من الاحداثيات Coordinates التي توجد عند نقاط النهاية في هذه المتجهات وذلك فيما يتعلق بعدد من المحاور المرجعية التي تختارها والتي تتميز بأنها متعامدة بعضها على بعض .

وحيث أن تشكيل المتجهات Configuration والذي يمثل المتغيرات ، يحدد تحديدا كاملا معاملات الارتباط ، فإن النظام المرجعي يمكن تدويره rotation أن يكون لذلك أي أثر في هذه المعاملات .

٤ - طريقة الهوالى الدنيا : minimum residuals أو باختصار mires ولم يقترحها هارتمان وجونزالا عام ١٩٦٦ بالرغم من أن أصولها النظرية تعود إلى ايكارت ويونج عام ١٩٣٦ ، وذلك بعد توافر استخدامات الحاسبات الالكترونية للمعوبات المتضمنة فيها والتي تتطلب الوصول إلى حل عاملى تتوافر فيه خاصية أن مجموع مربعات البواقي الناجمة عن الفروق بين معاملات الارتباط الملاحظة والمنتجة يصل إلى الحد الأدنى .

٥ - طريقة التشابه الأقصى maximum liklihood وقد اقترحها لولس عام ١٩٤٠ إلا أنها كانت تتطلب جهودا حسابية ورياضية شاقة قللت من استخدامها في عصر ما قبل شيوع الحاسبات الالكترونية . وهذه الطريقة توفر للباحثين أساسا احصائيا للحكم على مدى ملائمة النموذج الذى يتألف من عدد معين من العوامل في تفسير مغفوفة الارتباط التجريبية . ويعتمد هذا على طريقة خاصة من الحل العاملى .

٦ - توجد بعض الطرق المباشرة الأخرى التى لم تشع شيوع الطـسـرق السابقة رغم أهميتها الرياضية والاحصائية ومنها طريقة التحليل العاـملى المـقنن canonical التى تتطلب وزن المتغيرات فى كل من المجموعتين للحصول على أقصى ارتباط بين مركبين (هوتلنج) ، وطريقة التحليل العاـملى المـورى image والذى يستخدم معامل الارتباط المتعدد فى تحديد " الاشتراك " بدلا من معامل الارتباط الجزئى الذى شاع فى الطرق التقليدية (هثمان) ، وطريقة التحليل العاـملى ألفا alpha والتى تجمع بين الطريقتين السابقتين (كاهنر) ، وطريقة العوامل الطائفية multiple-Group والتى تتطلب تحليل مصفوفة الارتباط تحليلًا متأنيا إلى عدد من العوامل المتعددة ، ومادة ماتكون العوامل الناتجة ماثلة (أى يرتبط بعضهما ببعض) وليست متعامدة كما هو الحال فى الطرق السابقة (هارتمان) .

أنواع العوامل :

يمكن أن تصنف العوامل التى يتوصل اليها الباحثون فى ميدان التحليل العاـملى الى ثلاثة أنواع هى :

١ - العامل العام general أو g وهو العامل الذى يوجد فى جميع الاختبارات التى تخضع للتحليل . وتتوصل بعض طرق التحليل العاـملى الى هذا العامل مباشرة ، كما تتوصل اليه بعض الطرق الأخرى باستخدام ما يسمى التحليل العاـملى من الدرجة الثانية . وعلى الرغم من أن معظم الباحثين فى ميدان السلوك المعرفى لا يطبقون بين العامل العام والذكاء العام إلا أنه يعد الأساس المشترك لجميع السلوك الذكى ، وبالمثل يمكن القول أن العامل العام فى العيـدان الوجدانى مطابق للاندفاعية العامة .

٢ - العامل الطائفى group: وهو العامل الذى يوجد فى بعض الاختبارات التى تخضع للتحليل وليس فى كلها ، وهو يفسر معاملات الارتباط العالية بين الاختبارات التى تؤلف مجموعة معينة ، ومعاملات الارتباط المنخفضة بين هذه الاختبارات داخل المجموعة وغيرها من الاختبارات من خارجها والتى قد تؤلف مجموعة أخرى (راجع تعريف

السمة في الفصل الثاني) . وهذا النوع من العوامل يقع في منزلة متوسطة بين العامل العام الذي يفسر بعض التباين في جميع الاختبارات والعامل الخاص (أو النوعي) الذي يفسر التباين في نوع واحد من الأداء (أي في اختبار واحد فقط) . وحين تتوافر في العامل الطائفي خاصية التكوين البسيط فإنه يسمى العامل الأولي Primary . كما أنه حين يرتبط العامل الطائفي باختبارين فقط في البطارية فإنه يسمى العامل المثنى doublet .

٢ - العامل الخاص أو النوعي Specific (S) : وهو العامل الذي يوجد في اختبار واحد فقط ، وقد يوجد في اختبارين أو ثلاثة تعكس جميعا نفس المتغير من بطارية الاختبارات المستخدمة في التحليل. ويحدد هذا العامل جزءا من تباين الاختبار الذي لا يشترك فيه مع الاختبارات الأخرى موضع التحليل، ويسميه جيلفورد العامل الفريد Singlet . ويمكن القول إن طرفي العمومية - الخصوصية في العوامل تتخذ مودة المتعل أكثر منها هيئة الانماط . فبعض العوامل الطائفية يرتبط بكثير من الاختبارات بينما يرتبط بعضها الآخر بعدد قليل منها . كما أن وصف العامل بأنه عام أو خاص إنما هو من قبيل الوصف الاعتيادي، لأننا لانستطيع أن نقطع بوجود عامل يرتبط بنوع واحد من الأداء فقط نون سواء ، كما لانستطيع أن نؤكد وجود عامل يرتبط بجميع صور الأداء . وهكذا يمكن القول أن العامل الخاص هو عامل طائفي من نطاق ضيق ، والعامل العام هو أيضا عامل طائفي من نطاق واسع جدا .

ومن ناحية أخرى يمكن تحديد معنى العام والخاص بمفوضية ارتباط معينة ، وهكذا نقول أن العامل الخاص يرتبط باختبار واحد في العمق ، وأن العامل العام يرتبط بجميع الاختبارات المتضمنة فيها، بينما العامل الطائفي يرتبط ببعض هذه الاختبارات وليس بها جميعا .

ولذلك نرى أنستازي أن التمييز بين العامل العام والعامل الطائفي والعامل الخاص ليس تمييزا قاطعا كما يبدو لأول وهلة، فإن كانت الاختبارات التي تتضمنها البطارية محدودة العدد أو التنوع نحمل على عامل عام واحد يفسر لنا معاملات الارتباط بينها ، فإذا وضعت نفس الاختبارات في بطارية أكبر مع مجموعة متجانسة من الاختبارات

فإن العامل العام الأصلي قد يظهر في صورة عامل طائفي ، أي عامسل مشترك في بعض الاختبارات وليس فيها جميعا ، وبالمثل فإن عاملا معيناً قد يمثله اختبار واحد في البطارية الأصلية، ولكنه قد يشترك مع عدد محدود من الاختبارات الأكبر ، وبذلك قد يتحدد هذا العامل في الحالة الأولى بأنه عامل خاص . وفي الحالة الثانية يصبح عاملا طائفيًا .

العوامل والتكوينات الفرعية :

إذا طبقنا منهج التحليل العامل على مصفوفة الارتباط الموضحة في الجدول رقم (٩٣) فقد نحصل على عامل مشترك بين الاختبارات الستة، هو العامل العام ثم على عامل طائفي مشترك بين اختبارات المفردات والتماثل اللفظي وتصنيف الكلمات ، وعلى عامل آخر مشترك بين اختبارات تصميم المكعبات والتمور المكاني ولوحدة الأشكال هذه جميعا عوامل احصائية تحتاج الى تفسير سيكولوجي لانستطيع الوصول اليه الا اذا حاولنا فهم طبيعة الاختبارات المشبعة بهما تشبعات عالية . فالعامل العام قد نسميه القدرة العقلية العامة أو الذكاء العام ، والعامل الطائفي المشترك بين اختبارات المفردات والتماثل اللفظي وتصنيف الكلمات نسميه القدرة اللفظية ، والعامل الطائفي المشترك بين اختبارات المكعبات والتمور المكاني ولوحدة الأشكال نسميه القدرة المكانية ، فالقدرة هي التفسير السكولوجي العقلي للعامل . أما للعامل مفهوم احصائي بحت ، وهو بهذا المعنى أكثر عمومية من القدرة . لأن التحليل العامل يمكن أن يستخدم في ميادين أخرى من علم النفس ، وتختلف تسمية العوامل وتفسيرها تبعاً لطبيعة الميدان . ففي ميدان الفروق الفردية تسمى العوامل الاحصائية المشتركة بين مقاييس الأداء " المميز " السمات الوجدانية " بينما تسمى القدرات أو ما تفضل أن نسميه " السمات المعرفية " في مقاييس الأداء الأعمى . بل إن المنهج التحليل العامل واسع الاستخدام في مجالات أخرى من مجالات العلم كالاقتصاد والسياسة والاقتصاد والطب، وتفسر العوامل في كل حسب طبيعة العلم الذي تنتمي اليه .

وإذا أردنا أن نحدد على وجه الدقة معنى القدرة سواء كانت عامسة أو طائفية يفيدنا التحليل العامل في الوصول الى التعريف الاجرائي.

فالقُدرة هي نوع من التكوينات الفرضية نشته أو نستنتجها من أساليب الأداء القابلة للقياس . إنها ظاهرة نستنتج وجودها من الحقائق التي يمكن ملاحظتها ملاحظة مباشرة . وقد استطاع فرنون أن يضع تعريفاً إجرائياً دقيقاً للقُدرة في أنها " تتضمن وجود مجموعة أو فئة من أساليب الأداء في الاختبارات العقلية ترتبط فيما بينهما ارتباطاً عالياً ، وتتميز نسبياً عن غيرها من أساليب الأداء ، أي ترتبط بغيرها من أساليب الأداء ارتباطاً منخفضاً " .

ويمكن أن نجد بعض التشابه بين هذا التعريف الإجرائي الحديث للقُدرة والتعريف الإجرائي القديم الذي وضعه بورنج عام ١٩٢٣ للذكاء يقول فيه " ان الذكاء كإمكانية قابلة للقياس يجب أن تعرف منذ البداية بأنه إمكانية الأداء في اختبار الذكاء " فالذكاء عنده إذن هو ما تقيسه اختبارات الذكاء ، وهذا يتطلب بالضرورة البرهنة على أن اختبارات الذكاء تقيس بالفعل نفس العملية العقلية ، أو أنسه يوجد بينها عامل مشترك " بالمعنى الاحصائي ، والا كانت لدينا عدة تعريفات للذكاء بقدر ما يوجد من اختبارات للذكاء ، وتفيد معاملات الارتباط والتحليل العاقل المعتمد عليها أكثر من غيرها في تحديد ما تقيسه الاختبارات بالفعل . وقد تنبه بورنج نفسه الى ذلك حين قرر ضرورة تحديد طبيعة الاختبارات الذكاء باستخدام طريقة معاملات الارتباط .

وهكذا لم يكن تعريف بورنج للذكاء - كقُدرة - بأنه ما تقيسه اختبارات الذكاء من باب الفكاهة كما يخلو للبعض أن يتمور ، وإنما كان يثير الانتباه للاتجاه الصحيح نحو الدراسة العلمية الدقيقة لاختبارات الذكاء والاستفادة من المعلومات التي تتوافر عن علاقتها بغيرها . ومثل هذه المعلومات تسقى في الوقت الحاضر " مدق التكوين الفرضي " ، فإذا افترضنا أن الاختبار يقيس القُدرة (س) فلا بد أن نشبت تجريبياً واحصائياً أنه يرتبط بالاختبارات الأخرى التي تزعم أنها تقيس نفس القُدرة . فإذا حملنا على معامل منخفض لارتباط اختبارين يزعمان أنهما يقيسان نفس القُدرة ، وكان معامل ثبات كل منهما مرتفعاً - فإن أحد الاختبارين أو كليهما يعوزه مدق التكوين الفرضي لقياس

هذه القدرة ، وقد يكونا صادقين أحدهما أو كليهما فى قياس قدرات أخرى .

فإذا اخترنا القدرة العقلية مثالا للتكوينات الفرضية التى تفسر العوامل فى المجال المعرفى - فإن نفس المنطق السابق ينطبق على تفسير التكوينات الفرضية فى مختلف المجالات وفى مختلف فروع المعرفة .

مشكلة ثبات العوامل :

من أهم المشكلات التى واجهها التحليل العاـملى فى الماضى اختلاف الطرق المستخدمة فيه ، والواقع أن هذه المشكلات لم تعد تواجه الباحث المعاصر فى ميدان التحليل العاـملى بعد شيوع استخدام الحاسبات الالكترونية وتوحيد الطريقة المستخدمة فى التحليل، وهى فى أغلب الأحوال طريقة المكونات الأساسية لهوتلنج أو العوامل الأساسية لكيلى ، وهى طريقة على درجة عالية من الدقة الرياضية .

الا أنه من المعروف فى التحليل العاـملى أن تشعبات المتغيرات بالعوامل تعتمد على العينة أو المقياس أو هما معا . وتصبح المشكلة هى تحديد مدى التشابه أو الاختلاف بين العوامل التى نحمل عليها من تحليلات عاملية مختلفة ، أو ما يسمى بثبات العوامل (اللزوم العاـملى) Factorial invariance وهى مشكلة تتعلق بالمبدأ العام وهو قابلية النتائج لإعادة والتكرار .

وحتى نوضح طبيعة هذه المشكلة نذكر أن البحوث العاـمليـة المختلفة قد تتشابه أو تختلف فى المقاييس ، وبالتالي نحمل على ٤ حالات من اللزوم العاـملى يمثلها الجدول رقم (٩٥) .

جدول رقم (٩٥) حالات اللزوم العاـملى

العينات			
متشابهة	مختلفة		
(١)	(٣)	متشابهة	المقاييس
(٢)	(٤)	مختلفة	

وفي مناقشة هذه الحالات أو الأنماط نجد باستبعاد النمط الرابع الذي نقارن فيه بين تحليلات عاملية استخدمت فيها مقاييس مختلفة وعينات مختلفة جميعاً لعدم وجود أساس مشترك لهذه المقارنة بالرغم من أهمية هذا النمط - كما يشير جيلفورد وهوبفتر - لأن فيه تكمن مشكلة اللزوم العائلي الحقيقية وله أهميته النظرية الخاصة في بناء النماذج التي تستوعب النتائج العائلية المختلفة ، ولا يتوافر في الوقت الحاضر أسلوب للمزاوجة بين نتائج هذه البحوث المختلفة إلا الأسلوب الحدسي الذي يعتمد على المهارة والخبرة بميدان التحليل العائلي .

أما النمط الأول والذي تستخدم فيه نفس المقاييس ونفس العينات في مرتين مختلفين فينتهي إلى ميدان ثبات المقاييس بطريقة إعادة الاختبار كما تناولناها في الفصل الرابع . وأفضل الطرق التي تستخدم في هذه الحالة حساب معامل الارتباط بين المقاييس العائلية .

أما النمط الثاني فهو الذي تستخدم فيه مقاييس مختلفة مع نفس العينات وفي هذه الحالة قد تطبق بطارية مختلفة تماماً أو قد نستبعد اختباراً أو أكثر ونحل محلها اختبارات أخرى . وفي مثل هذه الأحوال التي تتغير فيها المتغيرات قد تؤدي إلى تغير العوامل المركزية أو المكونات الأساسية قبل التدوير ، ولو أنها فُردت بمرتبة قد لا تتغير إذا استخدمت طريقة العوامل الأساسية لكيل أو العوامل الطائفية . وإذا أمكن في هذه الحالة تقدير ثبات عوامل التحليل الثاني يمكننا أن نقارن بين معاملات ارتباط العوامل التي نحصل عليها من تحليلات مختلفة وبين المتوسطات الهندسية لمعاملات الثبات فإذا لم تختلف معاملات الارتباط اختلافاً دالاً عن متوسطات الثبات يمكننا القول أن العاملين متماثلين . أما إذا لم يتوافر لنا تقدير ثبات العوامل على حدة فيمكننا أن نلجأ إلى حساب معامل الارتباط بين مجموعتي المقاييس العائلية كمقياس مطلق لدرجة التشابه بين العاملين .

أما النمط الثالث فهو الذي تستخدم فيه نفس المقاييس وتطبق على عينات مختلفة . وقد اقترح العلماء عدداً من الطرق لتحديد اللزوم

العاُملى فى هذه الحالة ، لا يتسع المقام لتناولها .

التمييز بين نوعين من التحليل العاُملى :

فى عام ١٩٧٢ نشر فؤاد أبو حطب مقالين عن دور التحليل العاُملى فى التربية ، وفيهما ميز بين دورين مختلفين للتحليل العاُملى هو دور الاستطلاع أو الاستكشاف للطبيعة البنية التى تربط بين متغيرات متعددة ، أما الدور الآخر فهو دور اختبار الفروض وشأت ظروف تطور علم الاحصاء وأسلوب التحليل العاُملى طوال السنوات الثلاثين الأخيرة أن تؤكد هذا التمييز الأساس بين نوعين من هذا التحليل أولهما بالفعل التحليل العاُملى الاستطلاعى أو الاستكشافى exploratory ويسمى الآخر تسمية شامت فى النوات الأخيرة باسم التحليل العاُملى التوكيدى Confirmatory .

ويميز Mulaik بنوعى التحليل العاُملى على أساس أن النوع الاستكشافى استقرائى فى جوهره ويهدف الى اكتشاف المجموعة المثلى التى يمكن أن تتضمن المتغيرات الكامنة ودون اعتبار مسبق لصياغة فروض . أما التحليل العاُملى التوكيدى فهو إجراء لاختبار الفروض حول العلاقة بين متغيرات معينة تنتمى لعوامل فرضية مشتركة والتى يتحدد عددها وتفسيرها مقدما ، أى عند صياغة الاطار النظرى للبحث وتحديد مشكلته وقبل جمع البيانات . وقد ساد النوع الأول معظم تاريخ التحليل العاُملى منذ نشأته المبكرة فى مطلع هذا الفرق ، أما النوع الثانى فقد بدأ يغلب على بحوث التحليل العاُملى خلال السنوات العشرين الأخيرة وخاصة مع وجود برامج جيدة لهذا النوع من التحليل يستخدمها الحاسوب (الكمبيوتر) والتى تيسر على الباحث الكثير من معوقات هذا الأسلوب الاحصائى .

ويرى نانلى أن معظم الباحثين طوال تاريخ البحث باستخدام منهج التحليل العاُملى كانوا يتعاملون مع مزيج من هذين الأسلوبين . فمن النادر أن نجد باحثا يجرى تحليلا عامليا مؤلفا من مجموعة شوائية تماما من المتغيرات . فمن المعتاد أن يوجد لدى الباحث نوع من الحدس على الأقل حول بعض العوامل المتوقعة ان لم يكن كلها ومن ناحية أخرى فمن النادر أن يتوافر للباحث منذ البداية فروض

وتختلف الطرق فيما بينهما فى الدقة الرياضية . فمن المعروف مثلا أن طريقة المكونات الأساسية لهوتلنج والمحاور الأساسية لكيلى هما أدق هذه الطرق ويمكن استخدامها بموضوعية كاملة إلا أن مشكلة هذه الطرق أنها تحتاج لبعض التعديل والاسيـحـصـل الباحث على عوامل تفسر الدرجات ومعاملات الارتباط ولكنها يصعب تفسيرها سيكولوجيا أو اجتماعيا أو تربويا أو حسب مجال البحث، بينما الطرق التى اقترحها ثرستون (الطريقة المركزية) وبيرت (طريقة الجمع البسيط) هى أقل دقة ولكنها قد تعطى عوامل يمكن تفسيرها. بالإضافة الى أن طرق هوتلنج وكيلى تحتاج فى تطبيقها الى جهد شاق لو أجريت بالطرق المعتادة ، ولذلك لم يشع استخدامها الا فى السنوات الأخيرة مع زيادة الاستفادة من الحاسبات الالكترونية فى مجالات الاحصاء التربوى والنفسى والاجتماعى .

وسوف نقتصر كما قلنا على الطريقة المركزية لسهولة استخدامها النسبية بهدف اعطاء الباحث احساسا بالمنهج ، وحتى نوضح هذه الطريقة نشير الى أن الهدف الاحصائى الأعظم فى التحليل العاـملـى هو إيجاد ما يسمى مصفوفة العوامل محل مصفوفة الارتباط . ومصفوفة الارتباط تتألف من عدد من السطور والأعمدة بعدد مالدينا من المقاييس أو الاختبارات (أو المتغيرات) . أما مصفوفة العوامل فهى تتألف من سطور بعدد مالدينا من متغيرات ، أما عدد الأعمدة فيتوقف على عدد العوامل المشتركة . وعادة ما يكون عدد العوامل أقل من عدد المتغيرات .

أما العناصر أو القيم العددية داخل المصفوفة فهى معاملات الارتباط بين المقاييس أو المتغيرات أو الاختبارات فى حالة مصفوفة الارتباط . أما فى مصفوفة العوامل فان هذه العناصر أو القيم العددية تدل على معاملات الارتباط بين المقاييس أو المتغيرات (الاختبارات مثلا) والعوامل أو ما يسمى التشعبات .

ولكى نوضح هذه الطريقة تبدأ بمصفوفة ارتباطية أصلية لستة متغيرات يتضمنها الجدول رقم (٩٦) . وفى هذا الجدول أيضا خطوات حساب تشعبات الاختبارات بالعامل المركزى الأول كما سنوضحها

بعد ذلك (*)

جدول رقم (٩٦) المصفوفة الأصلية للارتباطات وخطوات حساب

تشبعات المتغيرات بالعامل المركزي الأول

الاختبار	١	٢	٣	٤	٥	٦	المجموع
١	(٥٠٣ر)	٥٠٣ر	٤٤٠ر	١١٠ر	١٩٣ر	٢١١ر	١٤٥٧ر
٢	٥٠٣ر	(٥٠٣ر)	٤٩٥ر	٣١٣ر	١٤٥ر	٢٢٩ر	١٦٨٥ر
٣	٤٤٠ر	٤٩٥ر	(٤٩٥ر)	٢٨٣ر	١٥٨ر	٣١٥ر	١٦٢١ر
٤	١١٠ر	٣١٣ر	٢٨٣ر	(٤١٠ر)	٤١٠ر	٢٥٠ر	١٢٩٦ر
٥	١٩٣ر	١٤٥ر	١٥٨ر	٤١٠ر	(٤١٠ر)	١١٢ر	١٠١٨ر
٦	٢١١ر	٢٢٩ر	٣١٥ر	٢٥٠ر	١١٢ر	(٣١٥ر)	١١١٧ر
المجموع بدون اشتراكيات (ر)	١٤٥٧ر	١٦٨٥ر	١٦٢١ر	١٢٩٦ر	١٠١٨ر	١١١٧ر	٨١٩٤ر
المجموع بعد الاشتراكيات (أ)	١٩٦٠ر	٢١٨٨ر	٢١١٦ر	١٧٠٦ر	١٤٢٨ر	١٤٣٢ر	١٠٨٣٠ر
التشبع بالعامل الأول (ش)	٩٦ر	٦٦٥ر	٦٤٣ر	١٩ر	٤٣٤ر	٤٣٥ر	٣٠٤ر

* الأرقام في هذا المثال مأخوذة عن عماد الدين سلطان

(١٩٦٧)

أولاً - حساب تشعبات الاختبارات بالعامل المركزي الأول

لكن يتم حساب هذه التشعبات يلجأ الباحث الى الخطوات التالية

(١) ملء الخانات القطرية التي تدل على معاملات الارتباط بين الاختبار ونفسه وتوجد عدة طرق مقترحة منها :

أ - استخدام الواحد الصحيح وهي طريقة تؤدي الى زيادة درجة المصفوفة الى أقصى حد .

ب - استخدام معامل ثبات الاختبار وهي الطريقة المباشرة في التغيير من ارتباط الاختبار بنفسه .

ج - استخدام اشتراكيات الاختبار Communalities والتي يرمز لها بالانجليزية بالرمز h^2 وبالعربية (هـ^٢) وهي الطريقة التي يفضلها ثرستون لأنها تدل على النسبة من التباين الكلي التي تفسر ببساطة بالتغيرات الأخرى ، كما تقلل من درجة المصفوفة الى أدنى حد، وتؤدي العوامل المستخلصة في هذه الحالة الى إعادة حساب معاملات الارتباط بطريقة أفضل .

وأبسط طريقة مبدئية لتقدير الاشتراكيات (هـ^٢) هي وضع أعلى معامل ارتباط للاختبار مع غيره من الاختبارات، وتعتبر تقدير أولياً يطرأ عليه تعديلات لاحقة . ويجب أن نلاحظ أن قيمتها لا بد وأن تكون دائماً موجبة بصرف النظر عن إشارتها الأصلية في معامل الارتباط الموجود في سطر وعمود الاختبار .

(٢) يعد الجدول الكامل لمصفوفة الارتباط كما هو موضح في الجدول (٩٦) ثم تجمع القيم الارتباطية في كل عمود وكل سطر بسدس إضافة الاشتراكيات ويجب أن نلاحظ أن حاصل جمع كل عمود لابد أن يساوي حاصل جمع السطر المناظر له ، كما أن المجموع الكلي للسطر لابد أن يساوي المجموع الكلي للعمود وهو في مثالنا $8.14 = 8.14$

(٣) تضاف قيمة كل اشتراكية الى القيمة المقابلة لها في السطر (ر) فنحصل على قيمة السطر (١) ثم نحسب المجموع الكلي لهذه القيم فنحصل على القيمة (مج ١) في العمود الأخير من اليسار ومثل هذا = ١٠.٨٣٠

١. ايجاد جذر التربيعى للقيمة مج ١، ١ ومقداره = ٢٢٩١
 (٥) ايجاد مقلوب الجذر التربيعى للقيمة (مج ١، ١) أو بعباره
 أخرى ومقداره فى مثالنا = ٢٠٤

مج ١

(٦) ضرب كل قيمة من القيم السطر (١، ١) فى مقلوب الجذر التربيعى
 السابق (أى ٢٠٤) فحصل على تشبع كل اختبار العامل المركزى الأول
 (١) والنسب سجلناها فى السطر الأخير من الحدود

٧. ونمراجعة العمليات الحسابية لوجد حاصل جمع كل التشبعات
 العامل المركزى الأول حيث وجد أن يساوى هذا المجموع القيمة مج ١
 ويوضح الحدود ٩٦ هذه الخطوات -

ثانيا - حساب مصفوفة الارتباطات الناتجة من تشبعات العامل الأول

ويتم ذلك بالخطوات الآتية

١ - ترتيب تشبعات الاختبارات العامل الأول أفقيا ورأسيا
 تبعاً لترتيب الاختبارات فى المصفوفة الأصلية لاعداد مصفوفة جديدة .
 ٢ - عملاً حساب المصفوفة الجديدة بالقيم الناتجة من صو-
 كل قيمة على راس العمود فى لقيمة الملاحظة فى السطر الى اليسار
 ويوضح الساج فى الحالة

ويوضح الحدود ٩٧ مصفوفة الارتباطات هذه

جدول ٩٧ مصفوفة الارتباطات الناتجة عن تشبعات المتغيرات
 بالعامل المركزى الأول

النشبع						
٩٦ ص	٦٦٥ ر	٦٤٣ ر	١٩ ص	٤٣٤ ر	٤٣٥ ر	
١	٢	٣	٤	٥	٦	المتغير
٩٦ ص (٣٥٥ ر)	٣٩٦ ر	٣٨٢ ر	٣٠٩ ر	٢٥٩ ر	٢٥٩ ر	٩٦ ص
٣٩٦ ر (٤٤٢ ر)	٤٢٨ ر	٤٢٨ ر	٣٤٥ ر	٢٨٩ ر	٢٨٩ ر	٦٦٥ ر
٣٨٢ ر (٤١٣ ر)	٤٢٨ ر	٣٣٤ ر	٣٣٤ ر	٢٧٩ ر	٢٨٠ ر	٦٤٣ ر
٣٠٩ ر (٢٦٩ ر)	٣٤٥ ر	٣٣٤ ر	٢٢٥ ر	٢٢٦ ر	٢٢٦ ر	١٩ ص
٢٥٩ ر (٢٨٨ ر)	٢٨٩ ر	٢٧٩ ر	٢٢٥ ر	١٨٨ ر	١٨٩ ر	٤٣٤ ر
٢٥٩ ر (٢٨٩ ر)	٢٨٩ ر	٢٨٨ ر	٢٢٦ ر	١٨٩ ر	١٨٩ ر	٤٣٥ ر

ثالثا - حساب مصفوفة بوائى العامل الأول :

للحصول على مصفوفة بوائى العامل المركزى الأول يقوم الباحث
بشرح كل قيمة فى الجدول (٩٧) من القيمة الملاحظة لها فى جدول
مصفوفة الارتباط الأصلية أى الجدول (٩٦) ويوضح الجدول (٩٨) هذه
البوائى .

مع ملاحظة ان مجموع الأعمدة والمفوف فى هذه المصفوفة يجب أن يقنوب من
المفسر .

جدول (٩٨) مصفوفة بوائى العامل المركزى الأول

الاختبار ١	٢	٣	٤	٥	٦
١ (١٤٨) ١٠٧	٠٥٧	١٩٩ -	٠٦٦ -	٠٤٨ -	
٢ ١٠٧ (٠٦١)	٠٦٧	٠٣٢ -	١٤٤ -	٠٦٠ -	
٣ ٠٥٧ ٠٦٧ (٠٨٢)	٠٦٧	١٢١ -	١٢١ -	٠٢٥ -	
٤ ١٩٩ - ٠٣٢ -	١٢١ -	(١٤١)	١٨٥	٠٢٤	
٥ ٠٦٦ - ١٤٤ -	١٢١ -	١٨٥	(٢٢٢)	٠٧٧ -	
٦ ٠٤٨ - ٠٦٠ -	٠٣٥	٠٢٤	٠٧٧ -	(١٢٦)	
المجموع	٠٠١ -	٠٠١ -	٠٠٢ -	٠٠١ -	٠٠٠

رابعا : حساب تشبهات الاختبارات بالعامل المركزى الثانى :

فى حساب تشبهات الاختبارات بالعامل المركزى الثانى ستستخدم
نفس الخطوات التى استخدمناها فى حساب تشبهات العامل المركزى الأول
باستخدام مصفوفة البوائى مع ملاحظة ضرورة إعادة تقدير الاشتراكيات
فنضع فى الخانات القطرية أعلى معامل ارتباط جديد فى العمود والسطر
بفض النظر من إشارته الجبرية ، وهذا ما فعلناه فى الجدول رقم (٩٩) .
ويجب أن نلاحظ هنا خطوة هامة لاتوجد عادة فى حساب تشبهات

العامل المركزي الأول وهي أن حامل جمع بعض الأعمدة (والسطور بالطبع) بدون الاشتراكيات يكون سالبا . كما هو موضح في الجدول (٩٩) وفي هذه الحالة يجب تغيير اشارات قيم بعض السطور والأعمدة المقابلة لهذا المجموع بحيث نحصل على مجموع جبرى موجب للعمود كلما كان ذلك ممكنا . ويبدأ هذا التغيير بالعمود الذى يكون مجموعه أعلى مقدار سالب .

ويتضح من معقوفة الارتباطات المبينة في الجدول (٩٩) أن مجموع عمود المتغير لظمن هو أعلى مجموع سالب وبالتالي فهو الذى يحتاج الى البدء بتغيير اشاراته ، وحتى لا تختلط الأمور على الباحث عليه أن يضع علامة مميزة على رأس العمود والسطر المقابل لهذا المتغير تدل على أن هذا المتغير تم تغيير اشاراته . وتوضع هذه العلامات بعدد مرات تغير الاشارات للمتغير . ومعنى ذلك أنه قد توضع أكثر من علامة على رأس المتغير الواحد . لاحظ أننا استخدمنا هنا العلامة (x) لتدل على ذلك كما هو موضح في الجدول (٩٩) ، ولاحظ أننا وضعنا لكل تشعب اشارته الجبرية الأصلية (+) أو (-) قبل إجراء أى تعديل ماعدا الخانات القطرية .

وبعد تغيير إشارات الاختبار الخامس نعيد جمع الأعمدة (والسطور) فنحصل على المجموع بدون اشتراكيات بعد تغيير إشارات المتغير الخامس ، ثم نعيد فحص المجاميع الجديدة ونحدد أكبر مجموع سالب فيها ثم نغير اشارات المتغير المقابل لهذا المجموع ، وفي مثالنا هذا نجد أن حامل جمع ارتباطات الاختبار الرابع هذه المرة هو أعلى مجموع سالب . وفي هذه الحالة يجب تحويل هذا المجموع السالب الى قيمة موجبة عن طريق تغيير اشارات هذا المتغير في كل من العمود والسطر ونضع علامة على رأس الاختبار الرابع عمودا و سطرا ، ثم نعيد جمع الأعمدة والسطور فنحصل على المجموع بدون اشتراكيات بعد تغيير اشارات الاختبار الرابع . ومرة أخرى نعيد فحص المجاميع الجديدة فإذا كانت لاتزال توجد بعض القيم السالبة لابد من إجراء نفس الخطوات السابقة . فمثلا نجد في مثالنا ان مجموع إرتباطات الاختبار السادس هو المجموع

السالب الوحيد ، فنغير اشارات هذا الاختبار سطرا وعمودا ونجمع الاعمدة والسطور بعد هذا التغيير لنحصل على المجموع بدون اشتراكيات بعد تغيير اشارات الاختبار السادس . ونلاحظ بعد هذا التغيير الاخير ان مجاميع الاعمدة والسطور اصبحت جميعها موجبة .

وبعد هذا نعيد تقدير الاشتراكيات ثم نضيفها الى مجاميع الاعمدة بعد التعديلات الاخيرة ، ونتابع خطوات حساب تشعبات الاختبارات بالعامل المركزي الثاني بنفس خطوات حساب تشعباتها بالعامل المركزي الاول كما بينا آنفا .

جدول رقم (٩٩)

معطوفة ارتباطات بواقى العامل الاول وخطوات حساب تشعبات المتغيرات
بالعامل المركزي الثاني

المتغير	١	٢	٣	٤	٥	٦	المجموع
١	(١٩٩)	١٠٧+	٥٧+	١٩٩+	٦٦+	٤٨+	
٢	١٠٧+	(١٤٤)	٦٧+	٢٢+	٤٤+	٦٠+	
٣	٥٧+	٦٧+	(١٢١)	٢١+	٢١+	٣٥+	
٤ *	١٩٩+	٢٢+	٢١+	(١٩٩)	١٨٥+	٢٤+	
٥ *	٦٦+	٤٤+	٢١+	١٨٥+	(١٨٥)	٧٧+	
٦ *	٤٨+	٦٠+	٣٥+	٢٤+	٧٧+	(٧٧)	
المجموع الاملى بدون اشتراكيات (ر)	١٤٩-	٦٢-	٨٣-	١٤٣-	٢٢٢-	١٢٦-	٧٨٦ -
المجموع بعد تغيير اشارات المتغير (٥)	١٧-	٢٢٦	١٥٩	١٣-	٢٢٢	٢٨	١٠٦
المجموع بعد تغيير اشارات المتغير (٤)	٢٨١	٢٩٠	٤٠١	١٣	٩٢	٢٠-	٢١٥٨
المجموع بعد تغيير اشارات المتغير (٦)	٤٧٧	٤١٠	٣٣١	٦١	٤٣٩	٢٠	٢٢٢٨ مج ر
المجموع بعد اضافة الاشتراكيات (١)	٦٧٦	٥٥٤	٤٥٢	٧٦٠	٦٢٤	٩٧	٢١٦٢ = مج أ
التشعبات بالعامل الثاني	٣٧٩	٣١٠	٣٥٣	٤٢٦	٣٤٩	٥٤	
التشعبات باشارات العملية (ثم)	٣٧٩	٣١٠	٣٥٣	٤٢٦-	٣٤٩-	٥٤-	

١
مج أ
٦٠ =

ويجب أن نلاحظ هنا أن إشارات تشعبات المتغيرات بالعامل
الثاني تتحدد بعدد مرات تغيير إشارات المتغير على النحو الآتي :

١ - الاختبار الذي تتغير إشاراته مرة واحدة أو عددا فرديا من
المرات تكون إشارة تشعبه عكس إشارة تشعبه بالعامل السابق .
ويتحدد عدد مرات تغيير إشارات المتغير بعدد العلامات (\pm) التي
وضعت له .

٢ - الاختبار الذي لا تتغير إشاراته أو الذي تتغير إشاراته عددا
زوجيا من المرات تكون إشارة تشعبه هي نفس إشارة تشعبه بالعامل
السابق .

وفي مثالنا هنا نقول أن إشارات تشعبات المتغيرات ٤، ٥، ٦،
لا بد أن تكون سالبة (عكس إشارات تشعبات هذه الاختبارات بالعامل
الأول) وذلك لأن إشارات كل منها تغيرت مرة واحدة بينما تكون
إشارات تشعبات المتغيرات ١، ٢، ٣ موجبة (نفس إشارات تشعباتها
بالعامل الأول) لأن هذه الاختبارات لم تتغير إشاراتها . ويتضح ذلك
في السطر الأخير من الجدول (٩٩) .

خامسا - الخطوات التالية هي حساب معفوفة الارتباطات الناتجة من
تشعبات الاختبارات بالعامل الثاني ثم حساب معفوفة بواقي
العامل الثاني ثم حساب تشعب الاختبارات بالعامل الثالث
بنفس خطوات حساب تشعب الاختبارات بالعامل الثاني مسج
ملاحظة إعادة تقدير الاشتراكيات مرة أخرى وتغيير الإشارات
كلما تطلب الأمر ذلك .

ويستمر الباحث في تحليله العاملى وفي كل مرة يستخدم نفس
الخطوات السابقة لحساب تشعب المتغيرات بالعوامل اللاحقة .

سادسا - متى يتوقف التحليل العاملى:

بالطبع لا يستمر التحليل العاملى دون توقف عند حد معين
والا فان الباحث يجعل على عدد من العوامل يساوى عدد المتغيرات
(في بعض الطرق التحليل العاملى) أو يساوى ($n - 1$) أى بعدد
من العوامل أقل من عدد المتغيرات بواحد صحيح في بعض الطرق الأخرى

حيث n = عدد المتغيرات، وفي هذه الحالة نجد أن عددا كبيرا من العوامل الإضافية التي يحمل عليها الباحث لقيمة له وقد لا يتعدى حدود العوامل الخاصة .

ولذلك اقترحت محكات عديدة لتحديد متى يتوقف استخراج العوامل وهذه المحكات تقريبية في معظمها وأشهرها وأبسطها معادلة بيرت و هاسكيس وهي معادلة لتحديد الخطأ المعياري للتشبع المفرد وهي كما يلي :

$$E_{ش} = \frac{(ش^2 - 1) \times \sqrt{ك}}{ن(ك - ت - 1)}$$

حيث يدل الرمز $E_{ش}$ على الخطأ المعياري للتشبع .

ش على تشبع المتغير بالعامل .

ك على عدد المتغيرات في البطارية .

ت على رقم العامل أو ترتيبه في التحليل

كأن يكون العامل الأول أو الثاني أو الثالث

الخ.

ن على عدد أفراد العينة .

ويقترح فرون استخدام ضعف الخطأ المعياري للتشبعات (أي ضرب الخطأ المعياري لكل تشبع $\times 2$) ثم تقارن التشبعات بضعف أخطائها المعيارية ، وفي هذه الحالة يكون للعامل دلالة احتمائية إذا كان عدد تشبعاته التي تزيد من ضعف أخطائها المعيارية نصف هذه التشبعات. أما إذا كان عدد هذه التشبعات أقل من النصف فإن العامل لا تصبح له دلالة احتمائية. وبذلك هذا على الحد الذي ينتهي عنده التحليل العامل (قد يبتدئ بعض الباحثين ويشترط تجاوز التشبعات لثلاثة أمثال أخطائها المعيارية) .

وبتطبيق المعادلة السابقة على العاملين اللذين استخرجتهما في المثال الحالي نحصل على البيانات الموضحة في الجدول رقم (١٠٠) بافتراض أن ($n = 100$)

جدول (١٠٠) الأخطاء المعيارية لتشعبات المتغيرات

بعاملين باستخدام معادلة بيرت وبانكسنس

العامل الأول			العامل الثانى			المتغيرات
ش ١	ش ١	ش ١	ش ٢	ش ٢	ش ٢	
٥٩٦ر	٠٨ر	١٦ر	٣٧٩ر	١٢ر	٢٤ر	١
٦٦٥ر	٠٧ر	١٤ر	٣١٠ر	١٣ر	٢٦ر	٢
٦٤٢ر	٠٧ر	١٤ر	٣٥٣ر	١٢ر	٢٤ر	٣
١٩ر	٠٩ر	١٨ر	٤٢٦ر -	١٢ر	٢٤ر	٤
٤٣٤ر	١٠ر	٢٠ر	٣٤٩ر -	١٢ر	٢٤ر	٥
٤٣٥ر	١٠ر	٢٠ر	٥٤٠ر -	١٤ر	٢٨ر	٦

ومن هذا الجدول يتضح أن العامل الأول دال حيث أن جميع تشعباته تجاوزت ضعف أخطائها المعيارية . وكذلك فإن العامل الثانى دال أيضا حيث أن عدد تشعباته التى تجاوزت ضعف أخطائها المعيارية ه تشعبات من بين التشعبات الستة وهو أكبر من نصف عدد هذه التشعبات . وهكذا تطبق المعادلة على العوامل التالية حتى نعمل الى العامل غير الدال (أى عدد تشعباته الدالة من النصف) وحينئذ يتوقف التحليل .

سابعاً - اعداد معفوفة تشعبات الاختبارات بالعوامل :

ينتهى التحليل العاملى فى هذه المرحلة باعداد معفوفة تشعبات المتغيرات التى تم استخراجها على النحو السابق . ويوضح الجدول رقم (١٠١) معفوفة تشعبات انمغيرات الستة السابقة بالعاملين اللذين حملنا عليهما بالاضافة الى العامل الثالث الذى طلب منك حساب تشعباته فى التدريب السابق وقد وضعنا العلامة (*) للتشعبات الدالة بالطريقة السابقة .

جدول رقم (١٠١) مملوئة تشعبات المتغيرات الستة

بالعوامل الثلاثة

الاختبارات	التشعب بالعامل الأول (ش ١)	التشعب بالعامل الثاني (ش ٢)	التشعب بالعامل الثالث (ش ٣)
١	* ٥٩٦ر	* ٣٧٩ر	١٣٧ر
٢	* ٦٦٥ر	* ٣١٠ر	١٣٧ر
٣	* ٦٤٣ر	* ٣٥٢ر	١٧٥ر
٤	* ١٩ر	* - ٤٢٦ر	١٣٤ر
٥	* ٤٣٤ر	* - ٣٤٩ر	٢٦٣ر
٦	* ٤٣٥ر	* - ٥٥٤ر	٢٨١ر

ومن هذا الجدول يتضح أن العامل الثالث غير دال باستخدام معادلة بيرت وبانكس وبالتالي يتوقف التحليل عند هذا العامل - ويكتفى هذا الباحث بالعاملين الأول والثاني دون إجراء مزيد من التحليل.

ثامنا - بعض الخطوات الهامة الأخرى في التحليل العامل :

١- اشتراكيات المتغيرات :
تحسب اشتراكية كل اختبار بحامل جمع مربعات تشعبات المتغير في العوامل التي استخرجت ولها دلالة احصائية فمثلا اشتراكية المتغير الأول (٥٩٦ر) 2 + (٣٧٩ر) 2 وتسمى القيمة الناتجة بالانجليزية h^2 ويمكن أن نترجم هذا الرمز بالعربية (ه 2) وهي تعبر عن نسبة إسهام العوامل المشتركة في المتغير كلما تدل مكوناتها على إسهام كل عامل على حدة في المتغير .

٢- انفراديات الاختبارات :
وتحسب بالمعادلة الآتية $غ^2 = ١ - ه^2$

وهي تعبر عن نسبة إسهام العوامل المنفردة أو الخاصة أو النوعية في المتغير .

٣- يمكن الحصول على مجموع مربعات تشعبات كل عامل على حدة ومن هذا المجموع نحصل على نسبة إسهام العامل في التباين الكلي ويمكن

أو تتحول هذه النسبة الى نسبة مئوية لتصبح النسبة المئوية لتباين العامل كما يلي :

$$\text{النسبة المئوية لتباين العامل} = \frac{(\text{مجموع مربعات تشبعات العامل})}{\text{عدد الاختبارات}} \times 100$$

٤ - ويمكن الحصول على مجموع نسب التباين للعوامل المشتركة وذلك بجمع نسب تباين هذه العوامل ويدر هذا المجموع على التباين المشترك .

٥ - كما يمكن الحصول على نسب التباين للعوامل المنفردة .

٦ - وإذا جمعنا مجموع نسب تباين العوامل المشتركة وتباين العوامل المنفردة نحصل على التباين الكلى ولا بد أن يكون المجموع فى هذه الحالة هو الواحد الصحيح، أو ١٠٠ إذا كان نعتد على النسب المئوية ويوضح الجدول رقم (١٠٢) هذه البيانات :

جدول رقم (١٠٢)

تقدير الاشتراكيات والانفراديات واسهام العوامل فى التباين الكلى لثلاثة عوامل

المتغير	التشبعات			مربعات التشبعات			الانفراديات	الاشتراكيات
	ش ١	ش ٢	ش ٣	ش ١	ش ٢	ش ٣	خ ٢	هـ ٢
١	٩٦ ص	٢٧٩ ر	١٢٧ ر	٣٥٥	٠٧٨ ر	٠١٩ ر	٤٨ ص	٤٥٢ ر
٢	٦٦٥ ر	٣١٠ ر	١٣٧ ر	٤٤٢	٠٩٦ ر	٠١٩ ر	٤٤٣ ر	٥٥٧ ص
٣	٦٤٣ ر	٣٥٣ ر	١٧٥ ر	٤١٣	١٢٥ ر	٠٣١ ر	٤٣١ ر	٦٩ ص
٤	٥١٩ ص	٤٢٦ ر	١٣٤ ر	٢٦٩	١٨١ ر	٠١٨ ر	٣٢ ص	٤٦٨ ر
٥	٤٣٤ ر	٣٤٩ ر	٢٦٣ ر	١٨٨	١٢٢ ر	٠٦٩ ر	٦٢١ ر	٣٧٩ ر
٦	٤٣٥ ر	٥٤ ر	٢٨١ ر	١٨٩	٠٠٣ ر	٠٧٩ ر	٧٢٩ ر	٢٧١ ر
مجموع مربعات التشبعات أو								
التباين (الجذر الكامن)								
النسبة المئوية لاسهام التباين								
(الجذر الكامن) فى التباين الاقصى								
			١٠٥٦ ر	٦٠٥ ر	٢٣٥ ر			
			٣٠٩٢ ر	١٠٠٨ ر	٢٩٢ ر			
						٢٦٩٦ ر		

ويبدل مجموع مربعات التشيعات على التباين المحسوب
أو المستخرج بالتحليل العامل ، ويسمى بلغة برامج الحاسوب
(الكومبيوتر) الجذر الكامن latent root
أو eigenvalue ، وهي معطحات مأخوذة من علم جبر
المصفوفات .

ولعلك تلاحظ من جدول (١٠٢) ما يلي :

- ١ - أن قيم الجذور الكامنة تتناقص تدريجياً ابتداءً من
العامل الأول حيث له أكبر جذر كامن وحتى العامل
الثالث وله أقل جذر كامن لأن التحليل العامل يستخرج
الحد الأقصى الممكن لتباين كل عامل في كل مرة .
- ٢ - أن مجموع الجذور الكامنة يساوي مجموع الاشتراكات
(مجه ٢) . ومن الوجهة العثالية أن يكون مجموع
التباينات المحسوبة (الجذور الكامنة) للعوامل مساوياً
لعددتها .

وفي مثالنا الحالي أقصى حد لهذا التباين هو ٦
(وهو عدد المتغيرات) .

وهذا يتطلب بالطبع استخراج عدد من العوامل يساوي
عدد المتغيرات (وهذا ما يحدث في بعض طرق التحليل العامل
كالمكونات الأساسية) ، ألا أننا توقفنا - كما تذكر - عند
العامل الثالث بسبب عدم دلالة أي مواقل تالية مادام العامل
الثالث نفسه غير دال .

- ٣ - من الطرق الملائمة للتعبير عن التباين لكل عامل (أو جذره
الكامن) تحويله إلى نسبة مئوية من التباين الكلي
الأقصى (وهو في مثالنا ٦ كما بينا) وذلك بقسمة الجذر
الكامن على عدد المتغيرات وضرب القيمة في ١٠٠ على
النحو الآتي :

$$\text{النسبة المئوية للتباين} = \frac{\text{الجذر الكامن}}{\text{عدد المتغيرات}} \times 100$$

$$\text{وبحساب هذه النسبة للعامل الأول} \\ = \frac{1856}{6} \times 100 = 3092.0\%$$

وهكذا بالنسبة للعاملين الآخرين . وهذه النسبة تعطينا فكرة عن اسهام كل عامل في التباين الكلي أو الأقصى لجميع المتغيرات . وكلما زادت هذه النسبة دل ذلك على أن المتغيرات التي تولد هذا العامل بينها قدر كبير من الاشتراك . ويمكن استخدام الجذر الكامن أيضا كمحك لتحديد متى يتوقف التحليل العاقل . وهو المحك الذي يلجأ اليه الحاسوب في اتخاذ قرار التوقف عن التحليل . وأشهر الطرق التي تستخدم هذا المحك الطريقة التي اقترحها جتمان ثم طورها كاييسر (kaiser) من بعده وأصبح اسمه (أي كاييسر) يطلق عليها وهي طريقة بسيطة تتلخص في الإبقاء على العوامل التي تزيد جذورها الكاملة على الواحد الصحيح . وبهذا المعنى فإن العامل الأول فقط في مثالنا هو العامل الدال الذي تتوقف بعده عن التحليل . إلا أن هذا المحك أكثر ملاءمة لطريقة معينة في التحليل العاقل هي طريقة المكونات الأساسية Principal Components التي يستخدمها الحاسوب عادة (وهي أدق رياضيا من الطريقة المركزية إلا أنها أصعب وأشق في التناول اليدوي) . كما يرى بعض الباحثين - ومنهم ريموند كاتل - أن طريقة كاييسر تعطي حين يكون عدد المتغيرات كبيرا (أكثر من ٢٠ متغيرا) . (*) الطرق المباشرة في التحليل العاقل :

الطريقة المركزية في التحليل العاقل التي شرحناها فيما سبق تنتمي إلى ما يسمى الطرق المباشرة direct methods في التحليل العاقل ، وتوجد طرق أخرى من هذا النوع يشار إليها

* يذكر (Fruchter, 1954) أنه يوجد ٢٥ محكا للحكم على مدى يتوقف التحليل العاقل منها محك تكرر ، وقاعدة همفري ، ومحك كومبس ، وقد اقترحنا هنا على محك بيرت وبانكس اليدوي ومحك الجذر الكامن المستخدم في برامج الكمبيوتر .

في البحوث واشهرها مرة اخرى الطريقة المركزية لشرستون وطريقة الجمع البسيط لبيرت (وهما متكافئتان) ، وطريقة المحاور الأساسية لبيرسون والمكونات الأساسية لهوتلنج (وهما متكافئتان أيضا) ، واذا كانت المجموعة الاولى من الطرق هي الأكثر شيوعا في عصر ما قبل الكومبيوتر، فان المجموعة الثانية هي الشائعة الآن في الوقت الحاضر (*) وكانت المعجزة الجوهرية في استخدام طريقتي المحاور الأساسية والمكونات الأساسية قبل شيوع الحاسوب هي الجهد الحسابي الهائل الذي تضمناه ، ويضاف اليهما طريقتان أخريان ثلاثمان أيضا الكومبيوتر ، وشاع استخدامها كذلك في السنوات الأخيرة هما طريقة الاحتمال الأقصى التي ابتكرها لولى ، وطريقة اختزل البواقي $\text{mininizing residuals}$ أو Minres

* دون الدخول في تفاصيل فنية وتعقيد الأمور على القارئ العادي نقول أن المجموعة الاولى من الطرق (الطريقة المركزية والجمع البسيط) تنتمي الى نموذج يسمى مادة التحليل العامل أما المجموعة الثانية (المحاور الأساسية والمكونات الأساسية) فتتنتمي الى نموذج آخر يسمى تحليل المكونات $\text{Component analysis}$ ، وكلاهما يؤدي الى الحل العامل المباشر $\text{direct factor solution}$ ، والتمييز بين النموذجين هو أننا في التحليل العامل يكون هناك اهتمام بوجود التباين النوعي أو الخاص (الانفراديات كما سبق أن شرحنا) ، بينما في تحليل المكونات يتم تجاهل هذا العنصر. وهكذا فان التباين الكلي للاختبار أو المتغير في التحليل العامل يتألف من مجموع التباين المشترك والتباين النوعي أو الخاص .

أما في نموذج تحليل المكونات فان التباين النوعي أو الخاص (الانفراديات) يذوب في التباين المشترك ليعطى ما يسمى "العوامل المشتركة الهجينة" hybrid والتي تتضمن بالضرورة نسبة ضئيلة من التباين النوعي أو الخاص ، لا تكون لها أهمية تذكر في العوامل الأولى الهامة والقليلة العدد عادة . ويرى بعض الباحثين أن تلوث هذه العوامل المشتركة بالتباين لا يدعو الى القلق حول الصورة العامة التي نحصل عليها من التحليل .

كما تسمى اختصاراً والتي ابتكرها هارمان ، ولايتسع مقام هذا الكتاب لشرح جميع هذه الطرق ، وعموماً فنحن نعدد أمـسـداد كتاب مستقل عن (التحليل العاملي) بتناول هذه الطـرق جميعاً وغيرها بالتفصيل .

ولكن لماذا نسمى هذه الطرق بالطرق المباشرة ؟ السبب في ذلك أن مفهوفة العوامل التي نحمل عليها بهذه الطرق تشتق مباشرة من مفهوفة الارتباط بتطبيق أحد النموذجيين الرياضييين السابقين حول التباين النوعي أو الخاص . وقد يلجأ الباحث مباشرة الى نتائج التحليل المباشر في تفسير العوامل التي يحمل عليها . وفي مثالنا السابق (جدول ١٠٠) قد يفسر الباحث نتائج التحليل المباشر بالطريقة المركزية على أساس أن العامل الأول عامل عام (فتشبعاته جميعاً موجبة ودالة) - وسوف نشير فيما بعد الى أن طريقة بيرت وبانكس التي أشرنا اليها يمكن الاستفادة بها أيضاً في الحكم على دلالة التشبعات . أما العامل الثاني فهو عامل ثنائي القطب bipolar ومعنى ذلك أنه يقيس سمة ذات قطبين أحدهما موجب والآخر سالب (كالانبطاق في مقابل الانطواء مثلاً) . أما العامل الثالث فهو غير دال وبالتالي يتجاهله التفسير .

الا أن الحل العاملي المباشر قد يزود الباحث بعوامل (أو مكونات أساسية) لاتقبل التفسير ، كما أنه قد لايفيد في تسهيل تقدير الدرجات العاملية factor scores لعينه الأفراد موضع البحث ، ولهذا لابد من اللجوء الى حلول إضافية غير مباشرة تسمى تدوير المحاور .

نحو مزيد من المعنى الهندسي لمعامل الارتباط :

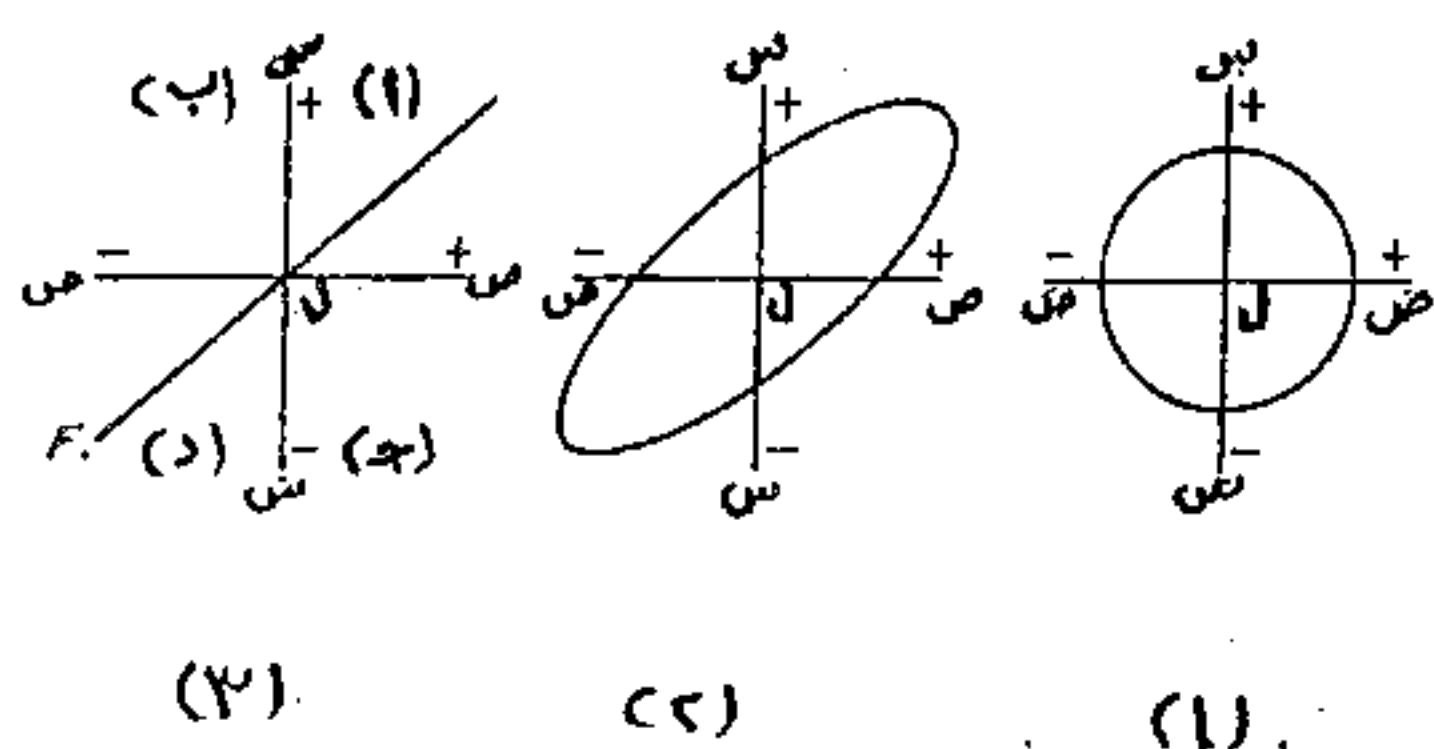
ولكن نوضح ذلك لابد من الإشارة المختصرة والمبسطة الى بعض الخصائص الهندسية للتحليل العاملي . وسوف نلجأ الى هذا المنحى لمزيد من التوضيح لطبيعة التحليل العاملي (لسهولة النسبية في التناول بالنسبة الى القارئ العادي) بدلا من لغة جبر المصفوفات التي يستخدمها البعض لأنها

تتطلب خبرة وتدريباً في الرياضيات ، على الرغم من أن المنهج الجبري هو الأكثر عمومية .

ونبدأ ذلك بالإشارة إلى ماسبق أن بيناه - في الفصل التاسع - عن الطبيعة الهندسية لمعامل الارتباط ، ولعلك تذكر أننا في هذا الفصل ذكرنا أنه يمكن التعبير عن العلاقة بين متغيرين في صورة زاوية بين محورين axes فإذا كانت الزاوية حادة دل ذلك على معامل ارتباط موجب ، وإذا كانت منفرجة دل ذلك على معامل ارتباط سالب (أي أن المحورين مائلان) وإذا كانت قائمة دل ذلك على معامل ارتباط صفري (أي أن المحورين متعامدان) ، أما الزاوية الصفرية فتدل على معامل الارتباط الكامل الموجب .

ومعامل الارتباط الذي يستند إلى افتراضاته الأساسية أسلوب التحليل العامل هو الذي يعبر عن العلاقة الخطية بين متغيرين ، فإذا كانت العلاقة غير خطية (أي منحنية انحناء دالا كما سنوضح فيما بعد) فإنها لا تلائم التحليل العامل . فافتراض الخطية يعد أساسياً لأي بيانات يريد الباحث تحليلها بهذه الطريقة الاحصائية .

ولعلك تذكر أيضاً أن معامل الارتباط يستند في جوهره على مفهوم الدرجة المعيارية . فإذا تم تحويل جميع الدرجات الخام إلى درجات معيارية فإن الدرجات الخام الأعلى من المتوسط تصبح موجبة ، بينما تلك التي تقل عنه تصبح سالبة أما الدرجات التي تساوي المتوسط تماماً تكون صفرية (راجع الفصل الثامن) ، صبرنا عن هذه الدرجات المعيارية بالرسم فأننا نحتاج إلى تغيير محور القطع الناقص ellipse المعبر عن المحورين (س ، ص) وتوزيع درجات الأفراد بينهما (كما هو الحال في الفصل التاسع) بحيث تصبح نقطة الأصل (أو نقطة تلاقي المحورين) في المنتصف بدلاً من أن تكون في البداية كما هو موضح في الشكل رقم (٥٠) .



الشكل (٥٠) رسوم انتشار تدل على المحاور (العلاقة

المفسرية ١) وميل المحاور (العلاقة الموجبة او السالبة
٢) وتطابق المحاور (العلاقة الكاملة ٣)

ومعنى أن نقطة الأصل (ل) أصبحت في المنتصف أنها
تقع عند متوسطي مجموعتي الدرجات المعيارية ، ومعنى ذلك
أن الدرجات على طول الخطين من ل حتى + س ، ومن ل حتى + ص
موجبة ، بينما تلك التي تقع على طول الخطين من ل حتى - س ،
ومن ل حتى - ص سالبة* ، وأي مفحوص يحمل على درجتين أعلى
من متوسطي المتغيرين (س ، ص) يكون موضعه في الربع (أ)
أما إذا كانت درجته في المتغيرين أقل من متوسطها يكون
موضعه في الربع (د) ، أما إذا كانت درجته أعلى من متوسط
(س) ولكنها أقل من متوسط (ص) يكون موضعه في الربع (ب)
فإذا كانت درجة في الاتجاه العكسي أي أقل من متوسط (س)
ولكنها أعلى من متوسط (ص) يكون موضعه في الربع (ج) .
وبالطبع كلما زاد عدد المفحوصين في الربعين (أ) ، (د) كان
معامل الارتباط أقرب الى معامل الارتباط الموجب ، أما إذا
كان عدد المفحوصين في الربعين (ب) ، (ج) أكبر فإن
ذلك يدل على معامل ارتباط سالب .

وهكذا يمكننا التعبير عن معامل الارتباط في ضوء عدد المفحوصين في الأرباع quadrants الأربعة للشكل. فالخط المستقيم في الشكل (٥٠ - ج) يبين بوضوح علاقة كاملة لأنه لا يوجد أحد من أفراد العينة في الربعين ب ، ج . أما القطع الناقص المتمثل في الشكل (٥٠ - ب) فيعني أنه يوجد عدد أكبر في الربعين أ ، د وبالتالي يدل على علاقة موجبة . أما التوزيع الدائري في الشكل (٥٠ - أ) الذي يدل على وجود أعداد متساوية تقريبا من المفحوصين في الأرباع الأربعة للشكل فيعني أن العلاقة صفرية .

لقد قلنا أن معامل الارتباط بين متغيرين يمكن التعبير عنه بالزاوية المحصورة بين خطين مستقيمين . وهذا الخطان اللذان يشار إليهما بالمصطلح الهندسي (المتجهات vectors) لهما خصائص مميزة ، لأنهما يجب أن يمثلتا المتغيرين في كل من السعة والاتجاه لكل منهما بالنسبة للآخر. والمحاور التي أشرنا إليها حتى الآن يمكن أن يمثلها اختبارين منفردين ، أو عاملين تم الحصول عليها بالطرق المباشرة للتحميل العامل .

ألا أن الشائع هو تمثيل المحاور على أنها متعامدان (أي أن تكون الزاوية المحصورة بينهما 90° أو بعبارة أخرى العلاقة بينهما صفرية) . إلا أن هذه - في الواقع - هي إحدى الحالات المحتملة للعلاقة ، وهناك عدد كبير آخر من الحالات يمثلها التمثيل المائل للمحاور (أي حين تكسبون هناك علاقة ما بين المحورين) . وعندئذ لو أمكن تدوير المحاور - التي نرسمها كما تعودنا دائما على أنها متعامدة - حتى يصبح جيب تمام الزاوية cosine المحصورة بينهما يساوي عدديا معامل الارتباط بين المتغيرين ، حينئذ يصبح المحوران متجهين للاختبارين (أو العاملين) .

والواقع بالفعل أن جيب تمام الزاوية بين محورين

يمثلان متغيرين (أو عاملين) هو بالفعل معامل الارتباط بينهما . ولكن تدرك هذا المعنى يمكنك مراجعة جدول جيوب تمام الزوايا . وفي هذا الجدول قد نجد أن جيب تمام الزاوية 90° قيمته ٥ ، فإذا رسمت خطين لهما نفس الطول (أي اختبارات لرجتهما من نوع الدرجة المعيارية) بينهما زاوية مقدارها 90° فاننا بذلك نعبر عن معامل الارتباط بلغة المتجهات .

وتوجد حالتان خاصتان للزاويتين صفر 0° ، 90° . فحين يتطابق المحوران تماما فان جيب تمام الزاوية المحصورة بينهما ومقدارها صفر يصبح الواحد الصحيح ، وهو المعبر عن الارتباط الكامل ، أما حين تكون الزاوية بين المحورين مقدارها 90° ، فان جيب تمامها يساوى في هذه الحالة صفرا وفي الخالصة الأخيرة يسمى المحوران متعامدين Orthogonal أي أن معامل الارتباط بينهما (أو جيب تمام الزاوية المحصورة بينهما) يساوى الصفر . ومعنى ذلك أننا نستنتج من القيم الجدولية لجيوب تمام الزوايا أنه كلما زادت الزاوية بين المتجهين من صفر وحتى 90° فان معامل الارتباط (أي جيب تمام) تتناقص من الواحد الصحيح وحتى الصفر . وأي زاوية تعتمد من الصفر وحتى 180° (باستبعاد الزاوية 90°) تعبر عن أن المحورين مائلين Oblique . وبالطبع - مرة أخرى - فإن الزوايا المنفرجة تعبر عن معاملات ارتباط سالبة ، فالزاوية 120° تعبر عن معامل ارتباط مقداره (- ٥ و) ، بينهما الزاوية الحادة 60° كما قلنا تعبر عن معامل ارتباط مقداره (+ ٥ و) .

تدوير المحاور والطرق غير المباشرة في التحليل العائلي :

يمكن توسيع نطاق المفاهيم السابقة - كما أشرنا - مرفضا من قبل - الى العوامل المستخرجة بالتحليل العائلي المباشر ، حيث يحل العامل محل المتغير الواحد (أو الاختبار)

وتصبح التشبعات بدائل للدرجات المعيارية ، وبها يعبر عن موضع المتغيرات (الاختبارات) في الأرباع الأربعة من الشكل المعبر عن العلاقة بين محورين .

وحيث أن الرسم البياني المعتاد هو التعبير عن هذه العلاقة بالاعتماد أي بزاوية قائمة ، وحيث أن هذا التعبير قد يكون معبرا عن العلاقة الحقيقية بين المتغيرين (وهما هنا العاملان) فلا بد من اللجوء إلى تدوير المحاور Rotation of axes

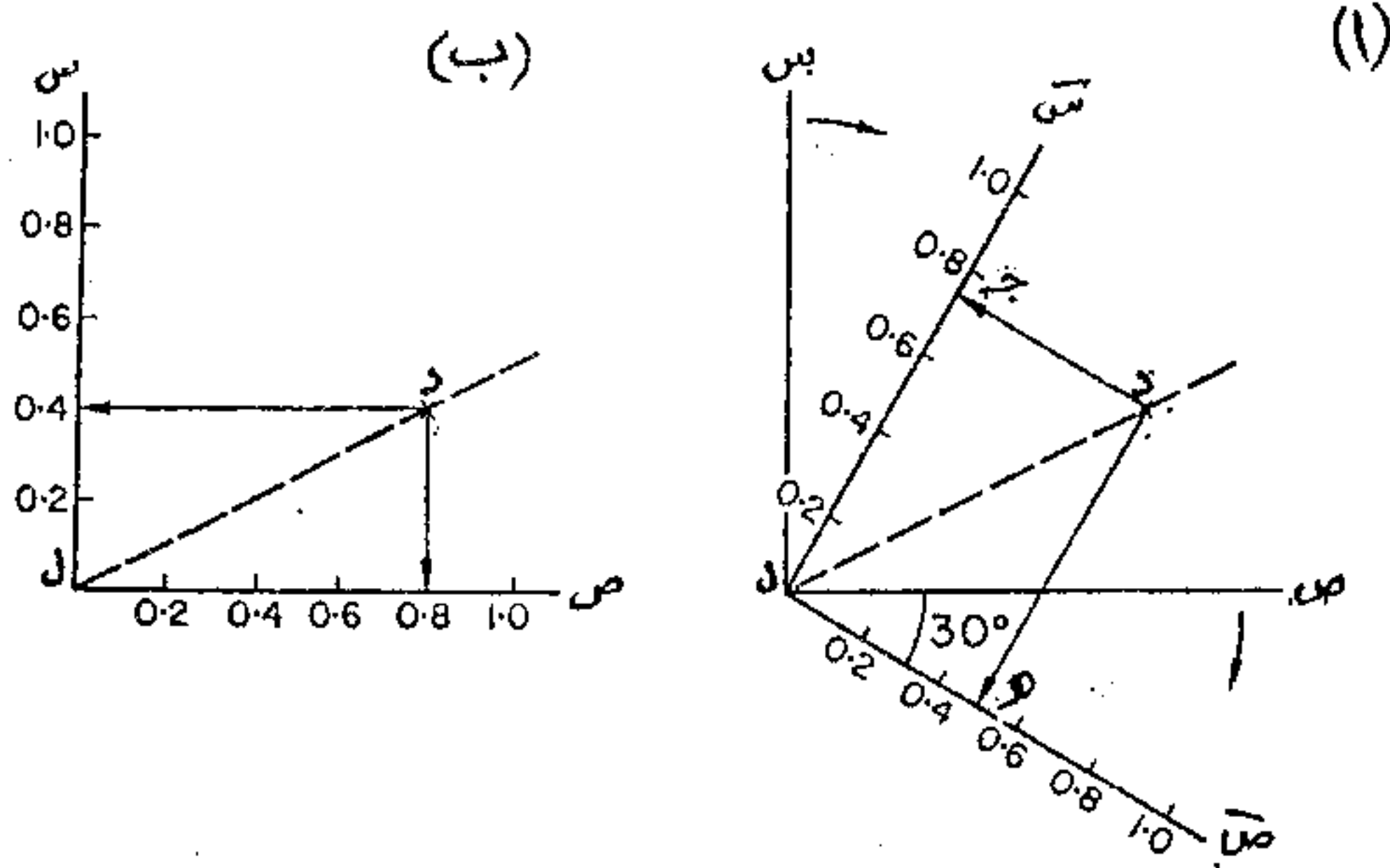
ومصطلح التدوير حين يطلق على المحاور المرجعية الدالة على العوامل المستخرجة بالطرق المباشرة يتضمن تماما ما يعنيه ، أي إدارة المحاور حول نقطة الأصل حتى يعمل إلى وضع بديل . وبالطبع فإن الصورة التي تظل عليها المحاور كما كانت في صورتها الأصلية ، حيث تكون الزاوية 90° هي أبسط حالات التدوير ، وتسمى هذه الحالة التدوير المتعامد للمحاور . وهذه هي الحالة الخاصة ، أما الحالة العامة فهي تدوير المحاور إلى زوايا مختلفة حتى يعمل الباحث إلى التدوير المائل .

والجهد المطلوب في تدوير المحاور وخاصة إذا كان عدد العوامل كبيرا - جهد شاق للغاية ومضيق للكثير من الوقت إذا أجراه الباحث يدويا ، وقد أدى التقدم الهائل في برامج الحاسبات الالكترونية إلى ظهور برامج جيدة تستخدم لهذا الغرض ، وقد أدى ذلك إلى اعتماد الباحثين على هذه الطرق غير المباشرة أو التدوير التحليلي للعوامل ، والذي يعود الفضل إلى شريستون في ابتكارها وتبسيطها للباحثين في عصر ما قبل الحاسوب .

والواقع أن تدوير العوامل - قبل عصر الكومبيوتر وخاصة عند شريستون كان نوعا من الفن أكثر منه علما - على حد تعبير هارمان . ولعل أعظم إنجازات الحاسوب في هذا

المجال أنه أمان الباحث على وضع التدوير على أسس علمية ويعود الفضل الى كارول B Carrol، الذي ابتكار المحكات التي وضعها ثرستون للتدوير الجيد ، والتي يسميها محكات البنية البسيطة (والتي سنعرض لها فيما بعد) وقد سميت طريقة كارول الجديدة باسم طريقة الكوارتيماكس Quartimax والتي يمكن استخدامها في الوصول الى التدوير المتعامد، وسرمان ماظهرت طرق أخرى للوصول الى نفس الحل المتعامد لعلها أشهرها طريقتان أخريان هما الفاريماكس Varimax (لكايزر) وماكسبلان Maxplane لكاتل . ثم ظهرت طرق تحليلية أو غير مباشرة أخرى للوصول الى التدوير العائل ولعل أشهرها الكواريمين Quartimin وأوبليمين Oblimax وكلتاهما لكارول، والكوفاريمين Covarimin لكايزر . بالإضافة الى طرق شاعت بأسمائها الأجنبية الآتية: Biquartimin, Binormamin, Oblimax , Promax Procrustes

ولتوضيح فكرة تدوير المحاور نفرض أن أحد الاختبارات (المتغيرات) تشبع على العاملين س ، ص اللذين تم الحصول عليهما بالتحليل المباشر ، وكان تشبعاه على العاملين ٤ و ٨ ، أو على التوالي ويوضح الشكل رقم (٥١) موضع هذا المتغير بالنسبة لمحورين العاملين قبل التدوير (الشكل ب) . وفيه نجد المحوران المتعامدان (س ، ص) بينما يدل الخط ل د يدل على متجه الاختبار أو المتغير . وتتحدد النقطة (د) في ضوء قيمة تشبع المتغير في كل من العاملين (أو مسافة المتغير على كل من المحورين كبعدين) .



الشكل رقم (٥) تشبع (د) أحد المتغيرات بالعاملين
(س ، ص) قبل التدوير (الشكل ب) وبعد التدوير (الشكل أ)

والآن تخيل أن الشكل (ب) يمكن تحريك محوريه ل س،
ل ص مع تثبيت نقطة الأصل (ل) في موضعها . وكانت حركة
المحورين حرة بحيث تسمح بتكوين زاوية جديدة بينهما وتصل
الى موضعين جديدين للمحورين ل س ، ل ص مع ثبات نقطة
الأصل في موضعها الأصلي كما قلنا . ولنفرض أن زاوية التدوير
بلغت 30° بحيث نحصل على موقعيهما الجديدين الموضحين في
الشكل (٥٠ - أ) . والسؤال الآن ماهي القيم الجديدة للنقطة
(د) على تشبع المتغير بالعاملين من موضعها الذي لم يتغير
على الرغم من تغيير مواضع المحاور ؟ أي ماهي مسافة هذه
النقطة على المحور ل س ، والمحور ل ص عند الإسقاط
المتعامد لعمود من النقطة (د) على كل من هذين المحورين
(وهما العمودان (د ج) ، (د ه)) ؟ وبالطبع ان هذه القيم
الجديدة بعد زاوية تدوير مقدارها 30° يمثلها النقطتان
ج ، ه على المحورين س ، ص وهما ٧٥ و ٥٥ وعلى التوالي .

وهذه القيم يمكن الوصول اليها مباشرة من الرسم البياني بشرط أن يكون دقيقا وبمقياس رسم صحيح وباستخدام مسطوره ومثلث يتحركان على المحورين الجديدين .

الا أن الادق بالطبع هو حساب التشعبات ، وفي هذه الحالة تطبق المعادلة الأساسية الآتية بافتراض أن (هـ) زاوية التدوير ، و(جـ) هي جيب تمام هذه الزاوية و(جا) هي جيب هذه الزاوية ، حينئذ تكون القيمة ل ج = ش_{جـ} جتا θ + ش_{جا} جتا θ وفي هذه المعادلة تدل ش_{جـ} ، ش_{جا} على التشعبات الأولية التي تم التوصل اليها من التحليل العاملى المباشر وفي مثالنا $\theta = 30^\circ$ ، ش_{جـ} = ٤٠ و للمتغير (س^١) ، ش_{جا} = ٨ و للمتغير (ص) وعلى ذلك فإن :

$$\begin{aligned} \text{ل ج} &= ٤٠ \text{ جتا } 30 + ٨ \text{ جتا } 30 \\ &= (٨٦٦٠ \times ٤٠) + (٨٠ \times ٨) \\ &= ٧٤٦٤ \text{ و} \end{aligned}$$

وتدل هذه القيمة على التشعب الجديد للمتغير بالعامل (س) .

ولحساب التشعب الجديد للمتغير بالعامل (ص) تطبق المعادلة السابقة بعد تغيير اشارة الجمع الى اشارة طرح على النحو الآتى :

$$\begin{aligned} \text{ل د} &= ش_{جـ} جتا θ - ش_{جا} جتا θ \\ &= (٨٦٦٠ \times ٨) - (٨٠ \times ٤٠) \\ &= ٤٩٢٨ \text{ و} \end{aligned}$$

والسؤال الجوهرى الآن هو : هل أدى هذا التغيير فى موضع المحاور وما ترتب عليه من تعديل فى قيم تشعبات المتغير بالعوامل الى تغيير فى التباين المشترك للاختبار أو المتغير؟

يمكننا الاجابة على هذا السؤال بالمقارنة بين مجموع
تباين ش_١ ، ش_٢ (أى مجموع مربعات التشبعين) قبل التدوير
وبعده والتي تساوى اشتراكية المتغير (ه^٢) . على النحو
الآتى :

$$(ه^٢) أو التباين قبل التدوير = (و٤٠) + (و٨) = ٨ -$$

$$(ه^٢) أو التباين بعد التدوير = (و٧٤٦٤) + (و٤٩٢٨) = ٨ و$$

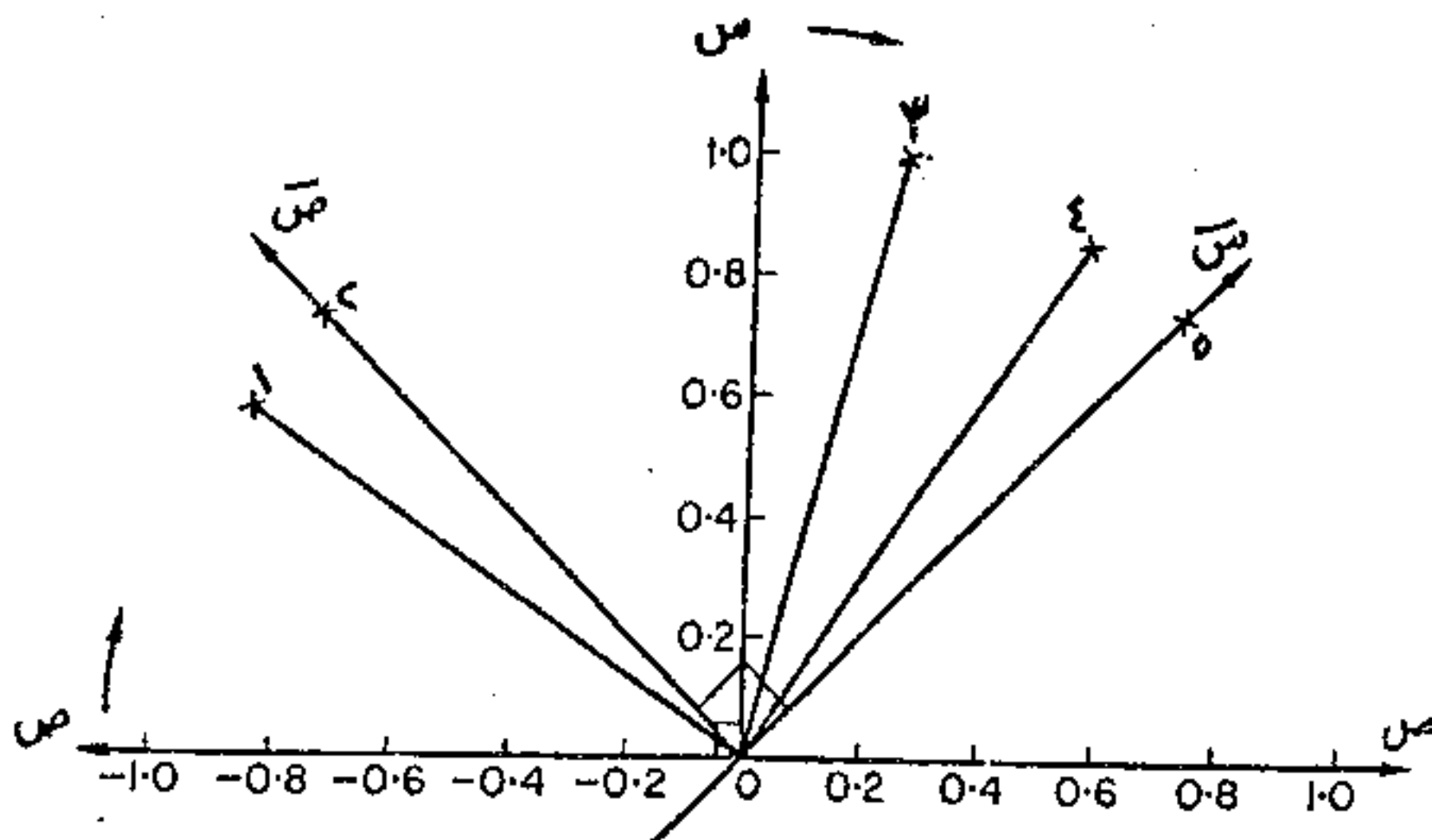
وهكذا نلاحظ أن التباين المشترك متطابق فى الحالتين
ويظل كذلك مهما تغير موضع الاحداثيين (س) ، (ص) بشرط
أن يتم التدوير حول نفس نقطة الأصل ويظل متجه التشبع (ل د)
ثابتا أيضا . أى أن اشتراكية المتغير الواحد (أن مجموع
مربعات تشبعاته بجميع العوامل) تظل ثابتة فى الحالتين
(أى قبل التدوير وبعده) . وهذه الحقيقة ناجمة عن أن
التباين لم يطرأ عليه تغير سوى أن أميد توزيعه ملى
العوامل ، فتشبع المتغير بالعامل الأول تغير من ٤ و الى
٧٤٦٤ وبالعامل الثانى من ٨ الى ٤٩٢٨ و .

وما حدث لتدوير تشبع واحد (فى مثالنا السابق) هو
نفسه ما نفعله مع تشبعات عدة متغيرات . واليك المثال الآتى
الذى يوضحه الجدول (١٠٣) والشكل (٥٢) (هذا المشال
من Child , 1970) .

جدول (١٠٣) تشعبات ٥ متغيرات بعاملين قبل

التدوير

المتغير التشعب بالعامل الأول التشعب بالعامل الثاني هـ			
ش ١	ش ٢	ش ٣	ش ٤
١	٥٧٠٧ و	- ٨٢١١ و	١٠٠٠٠
٢	٧٠٤٦ و	- ٧٠٩٦ و	١٠٠٠٠
٣	٩٦٦٨ و	٢٥٥٤ و	١٠٠٠٠
٤	٨٢١١ و	٥٧٠٧ و	١٠٠٠٠
٥	٧٠٩٦ و	٧٠٤٦ و	١٠٠٠٠



الشكل (٥٢) تدوير المحاور لعاملين

وفي الشكل (٥٢) موضع تشعبات العامل الأول (بعدد تقريبها الى عشرين عشريين فقط) في مقابل تشعبات العامل الثاني ، حيث يلعب العاملان دور المتجهين المرجعيين. وقد تم

تدوير المحورين S ، S في اتجاه عقرب الساعة تدويرا متعامدا (أي مع الاحتفاظ بالزاوية 90° بين المحورين) * حتى يصبح أكبر عدد ممكن من النقط (أي المتغيرات) في المستوى ذي البعدين (كما هو في مثالنا) عند الزوايا القائمة للمحور المرجعي ، مع تطبيق بعض محكات التدوير الجيد التي سنشير إليها فيما بعد ، ويسمى المستوى الجديد المستوى الزائدي hyperplane

وبالطبع إذا وصلت النقاط بحيث تكون أقرب إلى هذا المستوى فإن الإسقاط على المحور الأساسي يقترب كثيرا من المفرد . ولعلك تلاحظ من الشكل (٥٢) أن تدوير S إلى S جعل الاختبار (١) والاختبار (٢) أقرب إلى المستوى الزائدي للعامل (S) الذي حل في موضعه الجديد محل (S) فسمي التدوير المتعامد . ومع تحديد إسقاط الاختبار (١) والاختبار (٥) بالتناوب على المحاور المرجعية الجديدة وتعديل مواضعهما تقترب بذلك من وضع يقترب كثيرا من محك " البنية البسيطة " الذي اقترحه شرستون .

ويجب أن ننبه أنه في التدوير المتعامد يجب أن تكون الإسقاطات على العامل الثاني (S) متآنية لأن الوضع الجديد للمتجه المرجعي (S) هو أيضا مستوى زائدي للمتجه المرجعي (S) . وفي مثالنا الحالي توقف التدوير عندما اختسرق المستوى الزائدي للعامل (S) نقطة الاختبار (٢) . وحيث أن الاختبار (٢) والاختبار (٥) يرتبطان معا بزاوية قائمة قائمة فإن المستوى الزائدي للعامل (S) سوف يخرق أيضا الاختبار (٥) . وقد اعتبر هذا الوضع التقريب الأول ، كما اعتبر أكثر الأوضاع ملاءمة من الوجهة الرياضية . وقد يجد القارئ أن بعض الأوضاع بين الاختبار (١) والاختبار (٢) قد تكون أكثر ملاءمة لمحك البنية البسيطة . ويوضح الجدول

* إذا كان التدوير عكس اتجاه عقرب الساعة فإن معادلة حساب التشعبات باستخدام جتا وجا سوف تختلف عن المعادلة السابقة (راجع فؤاد الدين السيد ، ١٩٧٩)

متجهي العاملين وربما في هذه الحالة نصل إلى محصلة تتع بالضبط بين الاختبارين (١) ، (٢) ، والاختبارات (٣) ، (٤) ، (٥) ، إلا أن التدوير المائل يحتاج إلى جهد يدوي شاق ووقت طويل على الرغم من أهمية هذا النوع من التدوير في إجراء التحليل العامل من الدرجة الثانية أو من أي درجات أعلى (*). ويمكن للقارئ الرجوع لمثاليين نادريين في البحوث النفسية العربية في تحليل فؤاد أبي الهيثم السيد (١٩٥٩) للقدرة العددية، وتحليل فؤاد أبو حطب (١٩٧١) لقدرات التنظيم العقلي الثلاثي إلى مستوى الدرجة الثانية .

ويوجد سؤال آخر: ماذا لو كان لدينا أكثر من عاملين ؟ .

إننا في هذه الحالة لابد أن نؤدي التدوير على مراحل تعتمد على عدد العوامل ، بشرط أن يتم تدوير كل محور لعامل مع جميع المحاور للعوامل الأخرى بالتتابع . وحينئذ يصبح الجهد شاقا بالطبع . فإذا كان عدد العوامل ثلاثة فقط فأنك تحتاج إلى ثلاثة تدويرات . أما إذا بلغ عدد العوامل ستة فأنك حينئذ يجب أن تجري ١٥ تدويرا . لنفرض أن العوامل الثلاثة كانت س ، ص ، ع . أن التدوير حينئذ يميز على النحو الآتي :

(*) إذا أكد التدوير المائل أن العلاقة بين العوامل مائلة بالفعل (أي توجد علاقة أو ارتباطات بين العوامل) فإن هذه العوامل تسمى في هذه الحالة عوامل الدرجة الأولى First-order أو العوامل الأولية primary ، وحينئذ يمكن للباحث أن يحسب معاملات الارتباط بين هذه العوامل ويعامل المعقوفة الناتجة معاملة معقوفة الارتباط المعتادة ويخضعها لمزيد من التحليل العامل وتسمى العوامل الناتجة من هذا التحليل عوامل الدرجة الثانية Second - order . ويمكن استخدام نفس الطريقة في إجراء تحليلات عاملية من درجات أعلى . وبالطبع فإن كل مستوى أعلى من التحليل يختصر عدد العوامل على المستوى الأدنى حتى يصل الباحث إلى عدد محدود جدا من العوامل قد لا يتجاوز عاملا واحدا أو عاملين ربما عند التحليل من الدرجة الرابعة أو الخامسة (كما فعل ريموند كاتل)

١ - تدوير π_1 في مقابل π_2 الى الموضوعين الجديديين

π_2 ، π_3

٢ - تدوير π_2 في مقابل π_3 الى الموضوعين الجديديين

π_3 ، π_4

٣ - تدوير π_3 في مقابل π_4 الى الموضوعين الجديديين

π_4 ، π_5

ويبقى سؤال ثالث هام هو: ما هي محكات التدوير الجيدة؟
للإجابة على هذا السؤال نقول ان فكرة المحاور تعود
بأصولها الى كتابات شريستون المبكرة عن التحليل العاملى
منذ مطلع الثلاثينات مع ظهور نظريته فى القدرات العقلية
الأولية وشيوع أسلوبه فى التحليل العاملى الذى سمي "التحليل
العاملى" المتعدد" ، وحيث ان اقتراح تدوير العوامل السـمى
ما أسماء " البنية البسيطة " أو ما يسمى أحيانا باللفظ
العربى " التكوين البسيط " Simple Structure
وذلك للوصول الى معنى أوضح وتفسير أبسط للعوامل . وعنده
أن الحلول العاملية المباشرة تحقق بالفعل مبدأ الاقتصاد
Parsimony باختصار العدد الكبير من المتغيرات الى
عدد أقل من الفئات أو العوامل ، إلا أن هذا المبدأ فى ذاته
ليس كافياً ، إذ لابد للحلول العاملية أن تكون ثابتة وفريدة
وتتفق مع نتائج البحوث غير العاملية . ومعنى ذلك أن التحليل
برمته أكثر ملاءمة فى المرحلة الأولى لأى ميدان بحثى منـد
استطلاع واستكشافه ، أى أنه يؤكد الوظيفة الاستطلاعية للتحليل
العاملى (ولم تكن بالطبع الوظيفة التوكيدية له قد ظهرت
بعد) . وهكذا لا يكون التحليل العاملى - عند شريستون - غاية
فى ذاته . ونتائج ليست إلا بدايات لبحوث أخرى أكثر ضبطاً
بالمنهج التجريبي .

ويقعد شريستون بالشبوت العاملى ماسبق أن أشرنا اليه

في الأقسام الأولى من هذا الفصل، أي استقرار محتوى العامل من تحليل لآخر. أما التفرد فمعناه أن النموذج الناتج عن التحليل العامل هو وحده الأكثر ملاءمة لوصف المكونات المجددة للعامل. فإذا أجرى بحث آخر في نفس الميدان يجب أن يحصل الباحثون على بنى متطابقة من العوامل.

وفي سعيه لتحقيق هذين المطلبين أقترح شريستون عدة محكات تعيين الباحث على اتخاذ قرار حول التوقف عن التدوير. وعلى الرغم من أن هذه المحكات تعوزها الصيغة الرياضية الدقيقة إلا أنها تغلغل في معظم طرق التدوير التي شاعت فيما بعد وتستخدمها في وقتنا الحاضر الكومبيوتر. وتعتمد هذه المحكات على مبدأ هام هو أن أفضل العوامل هو أبسطها أي الذي يتضمن أقل قدر من المتغيرات، وهذا هو مبدأ البنية البسيطة سواء في التدوير المائل أو المتعامد. واقترح خمسة شروط لتحقيق هذا هي:

- ١ - كل سطر في مصفوفة العوامل المشتقة (أي بعد التدوير) يجب أن يحتوي على تشعب صفري واحد على الأقل. ويقصد بالتشعب الصفري هنا أن يكون غير ذال من الوجهة الاحصائية. ولعلك تدرك أن السطر في مصفوفة العوامل عبارة عن تشعبات المتغير بجميع العوامل.
- ٢ - إذا كان عدد العوامل المشتركة المستخدمة في التدوير يساوي (ن) فلا بد أن يكون عدد التشعبات الصفرية في كل عامل مساوياً لعدد هذه العوامل على الأقل مساوياً (ن) أي مساوياً. ولعلك تذكر أن العوامل التي تخضع للتدوير (سواء كان متعامداً أو مائلاً) هي العوامل التي يتوقف عندها التحليل المباشر باستخدام أي طريقة من طرق الحكم على دلالة العوامل على النحو الذي بيناه.
- ٣ - عند تدوير كل عاملين معاً لا بد أن يكون هناك عدد من المتغيرات ذات تشعبات صفرية على أحد العوامل وتكون لها تشعبات دالة في نفس الوقت على العامل

الثنائى •

- د - عند تدوير كل عاملين معا يجب أن تكون هناك نسبة كبيرة من التشبعات ذات قيم مفردة فى كل مــــن العاملين وخاصة عندما يكون لدينا بعد التحليل المباشر أربعة عوامل أو أكثر •
- هـ - عند تدوير كل عاملين معا يجب أن تكون هناك نسبة صغيرة من التشبعات ذات قيم دالة فى كل مــــن العاملين •

ويؤدى تطبيق هذا الشروط لتحقيق البنية العاملية البسيطة الى تعظيم عدد التشبعات ذات القيم التى يمكن اهمالها أو تجاهلها فى تفسير العامل ، وتقليل عدد التشبعات ذات القيم الكبيرة • ويؤدى ذلك الى تسهيل مهمة تفسير العوامل على الباحث •

تفسير العوامل :

لكى نوضح عملية تفسير العوامل نعطي المثال الآتى (عن Child , 1970) حيث يوضح الجدول (١٠٦) معنوفة معاملات الارتباط الأملية بين ٨ متغيرات تقيس الذكاء اللفظى والذكاء غير اللفظى وقدرتى الطلاقة والأماله • كما تقاس ببطارية اختبارات تورنر للتفكير الابتكارى •

جدول (١٠٦) معنوية معاملات الارتباط بين ٨ متغيرات

رقم المتغير واسمه	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
١- الذكاء اللفظي	—							
٢- الذكاء المكاني	٠٤٠	—						
٣- الاستعمالات (طلاقة)	٠٨٠	٠١٠	—					
٤- الاستعمالات (أصالة)	١٨٠	٠٥٠	٠٨٠	—				
٥- النواتج (طلاقة)	٢٠٠	٠٧٠	١٠١	٤٦٠	—			
٦- النواتج (أصالة)	١٣٠	٠١٠	٢٦٠	٤٠٠	٤٦٠	—		
٧- الدوائر (طلاقة)	١٠٠	٠٨٠	٤٦٠	٢٧٠	٤٠٠	١١٠	—	
٨- الدوائر (أصالة)	٠٥٠	٠٠٠	٢٢٠	٢٢٠	٢١٠	١٨٠	١٥٠	—

وبتطبيق طريقة المكونات الأساسية (الشائعة الاستعمال في الكمبيوتر في وقتنا الحاضر) توصل الباحث الى عوامل ثلاثة فقط (ذات جذر كامن أكبر من الواحد الصحيح) وهي العوامل الموضحة في الجدول رقم (١٠٧) .

جدول رقم (١٠٧) معنوية تشعبات المكونات الأساسية

رقم المتغير	ش ١	ش ٢	ش ٣	ش ٤
١	٢٢٠	١٢٠	٠١٠	٧٧٠
٢	١٧٠	١٦٠	٠١٥	٧٩٠
٣	٧٦٠	١٨٠	٠٧٠	٦٢٠
٤	٧٤٠	٠٥٠	٣١٠	٦٤٠
٥	٧٧٠	٠٢٠	٢٢٠	٦٤٠
٦	٥٧٠	٠٥٠	٤٩٠	٥٦٠
٧	٦٦٠	١٤٠	٥٧٠	٧٨٠
٨	١٠٠	١٩٠	٦٢٠	٦٨٠
الجذر الكامن	٢٨٦	١٤٩	١١٢	٤٧٠
النسبة المئوية للتباين	٣٥٦٩	١٨٦٧	١٤٠١	٦٨٢٧

وبتطبيق طريقة الفاريماكس في التدوير المتعامد للمحاور (وهي التي يشيع استخدامها في الكومبيوتر أيضا) أمكن التوصل الى تشبهات العوامل المدورة في الجدول (١٠٨) ولعلك تلاحظ أن جميع شروط ثرستون للبنية البسيطة تتوافر في هذا التدوير .

جدول (١٠٨) معنوفة العوامل بعد التدوير

المتعامد بطريقة الفاريماكس

رقم المتغير	ش ١	ش ٢	ش ٣	ش ٤
١	١٧	٨٦	٠١	٧٧
٢	٠٤-	٨٩	٠٤	٧٩
٣	٦٨	٠٢-	٣٩	٦٢
٤	٧٨	٠٧	١٦	٦٤
٥	٧٥	١٢	٢٤	٦٤
٦	٧٤	٠١	٠٨-	٥٦
٧	٢٣	٠٧	٨٥	٧٨
٨	٠٨	٠١-	٨٢	٦٧
النسبة المئوية				
٢٨ و ٥٣	١٩ و ٣٧	٢٠ و ٤٧	٦٨ و ٣٧	
للتباين				

كيف تفسر العوامل بعد التدوير ؟
 للإجابة على هذا السؤال لابد للباحث أن يقرر أي تشبهات في معنوفة العوامل بعد التدوير (الجدول ١٠٨) يجب الاهتمام بها عند تفسير العوامل . وبعبارة أخرى ماهي التشبهات الدالة ؟ توجد ثلاث اجابات على هذا السؤال .

(١) توجد إجابة تعتمد على قاعدة الخبرة بميدان التحليل العامل، ولا تستند إلى أي أساس رياضي، وهي الاعتماد فقط في التفسير على التشبهات التي تزيد على ± 3 أو بشرط أن تكون العينة كبيرة ($n = 50$ على الأقل) . ولعل السبب في اختيار هذا الحد الأدنى للتشبع أنه يمثل تقريباً 0.10 من التباين . وبالرغم من أن هذا المحك ليس له أساس إحصائي واضح كما قلنا إلا أنه على درجة كافية من الدقة في ضوء المحكات الأخرى.

(٢) الإجابة الثانية تعامل التشبهات باعتبارها معاملات ارتباط المتغيرات بالعوامل بنفس طريقة معاملات الارتباط العادية ، والاعتماد في ذلك على جداول الدلالة الإحصائية لمعامل الارتباط (راجع الملحق رقم ٥) . وبهذه الطريقة فإن التشبع يصبح دالاً (إذا كانت $n = 30$) عند مستوى 0.05 وإذا بلغ ± 1.1 وعند مستوى 0.1 إذا بلغ ± 0.5 أو ، ويومس العلماء هنا بالتشدد في القرار (أي اختيار مستوى 0.1) بسبب عدم اليقين المحيط بقياس الخطأ المعياري في بحوث التحليل العامل . ومعنى ذلك أنه مع الأعداد الكبيرة يقل التشبع المختار بهذه الطريقة من ذلك الذي تحدده الطريقة السابقة (أي ± 3) .

(٣) لعلك لاحظت أن الطريقة السابقة لا تتضمن أي اعتبار لعدد المتغيرات أو العوامل التي تختير دلالة تشبهاتها، ومن هنا يمكن اعتبار معادلة بيرت وبانكس التي أشرنا إليها من قبل أفضل وأكثر دقة في تحديد دلالة تشبهات العوامل . ويوضح (الملحق رقم ١١) قيم التشبهات الدالة والتي تختلف باختلاف عدد المفحوصين وعدد المتغيرات وعدد العوامل (أي ترتيب العامل بين العوامل المستخرجة) ومستوى الدلالة المختار (0.1 أو 0.05) . وتتضمن القيم أيضاً الأخطاء المعيارية التي يمكن مضافتها أو الحصول على ثلاثة أمثالها للحكم على دلالة العامل (بالطريقة التي اقترحها فرنون فيما سبق والتي

بها يمكن ان يتقرر التوقف عن التحليل العاُملى) .

وفى الممارسة الواقعية لتفسير العوامل مادة ما يلجأ الباحث الى المحك الأول ، والاعتماد عليه (وهو ± 3) والاعتماد على التشبعات التى تزيد عن هذا الحد فى التفسير الأساسى للعامل ثم تطبيق أى مبدأ من المحكين الإحصائيين الأخرين حين يجد الباحث بعض المتغيرات لها معنى واضح بالنسبة للعامل ولها تشبعات دالة بأحد هذين المحكين أو كليهما .

وإذا طبقنا قاعدة الخبرة (± 3) على الجدول (١٠٨) نجد أن العامل الأول هو عامل التفكير التباعدى اللفظى (المتغيرات ٦٠٥، ٤٠٣) والعامل الثانى هو عامل الذكاء (المتغيران ٢٠١) ، والعامل الثالث هو عامل التفكير المنطيق التباعدى غير اللفظى (المتغيران ٨٠٧) بالإضافة الى متغير الطلاقة فى اختبار الاستعمالات وهو اختبار لفظى)

التحليل العاُملى التوكيدى :

تناولنا فيما سبق النوع الأول من التحليل العاُملى وهو ما يسمى التحليل العاُملى الاستطلاعى أو الاستكشافى والذى يسعى الى اكتشاف العوامل التى يمكن أن تصنف اليها المتغيرات باعتبار هذه العوامل فئات من هذه المتغيرات . وهذا النوع لا يهدف الى اختبار فروض حول طبيعة هذه العوامل وإنما يسير على نحو متتابع فى خطوتين أولاهما التحليل العاُملى المباشر وثانيتهما تدوير المحاور ، ولعل شيوع هذا النوع من التحليل طوال السنوات الماضية - مع غياب فروض صريحة حول العوامل - هو الذى أدى الى انتشار صورة غير صحيحة وغير صحيحة عن التحليل العاُملى بأنه نوع من " الأمبريقية المفرطة " أو هذه العبارة التى شاعت كثيراً وهى " أنك لاتحمل من التحليل العاُملى الا على ما تضمنه أنت فيه " .

وكان الاهتمام المعاصر بالتحليل العاُملى التوكيدى

نقطة تحول هامة فى تاريخ هذا الاسلوب الاحصائى ، وأصبح شأنه شأن جميع الطرق الاحصائية فى اختبار الفروض والتبصير تفترض بالضرورة وجود أنماط خاصة من العلاقات فى المعطيات أو البيانات . وبالطبع فان التحليل العاُملى يهتم بأنماط العلاقات التى تتعلل بخصائص معقوفة الارتباط. فمثلا اذا افترض الباحث وجود عامل عام - بناء على نظرية أو اطار نظيرى لبيئته - هو المسئول وحده عن الارتباطات بين مجموعة من المتغيرات ، فان ذلك يتضمن افتراض أن معقوفة الارتباط سوف تتوافر منها خصائص رياضية معينة . وعندما يختبر الباحث فروضه - فى ضوء معطيات البحث أو بياناته - فانه فى الواقع يختبر مدى توافر هذه الخصائص الرياضية المفترضة فى معقوفة الارتباط .

وعلى الرغم من أن التقليد العلمى الراسخ هو صياغة الفروض فى مرحلة التخطيط للبحث وقبل جمع البيانات فسمان الباحثين فى التحليل العاُملى التوكيدى قد يتجاوزون من ذلك الشرط . فكثيرا ماتعاضد الفروض بعد فحص معاملات الارتباط ويعتبر ذلك اتجاها وسطا بين البحث الاستكشافى والمحض والبحث التجريبى الصارم . أضف الى ذلك أن معظم الفروض فى بحوث التحليل العاُملى لا تشتق من نظريات محددة (باستثناء بعض البحوث السيكلوجية فى ميدان الشخصية والقدرات العقلية) وانما يتم الاعتماد فى ذلك على نتائج البحوث العاُمليسة الاستكشافية . وبالطبع لا توجد غفاسة فى ذلك وخاصة اذا وفرت هذه البحوث أدلة كافية يمكن الاعتماد عليها فى بناء فروض تختبر بالتحليل العاُملى التوكيدى .

وفى معظم بحوث التحليل العاُملى التوكيدى يعتمد الباحث على الحل العاُملى المباشر دون حاجة الى اللجوء الى تدوير المحاور ، فادا لم تتدعم الفروض بهذا النوع من التحليل يلجأ الباحث من جديد الى التحليل العاُملى الاستطلاعى

في الخطوتين (التحليل ثم التدوير) .

ومن الطريف أن نشير الى أن بداية التحليل العاملي كانت في جوهرها من النوع التوكيدي وليس الاستطلاعي . والقارىء المهتم بتاريخ هذا الأسلوب الإحصائي يعلم أن الطريقة الإحصائية التي ابتكرها تشارلز سبيرمان - مؤسس التحليل العاملي . كانت في جوهرها تهدف الى اختبار فرض العامل العلم (فؤاد أبو حطب ١٩٨٤) . وحين وضع ثرستون البديل النظري لذلك كانت طرق الإحصائية في التحليل العاملي في جوهرها تسعى لاختبار فرض العوامل المتعددة . إلا أن ما حدث - ودون أن ينتبه أحد - توجه التحليل العاملي تدريجياً من التحليل التوكيدي الى التحليل الاستكشافي حتى أصبح هو الأسلوب السائد ابتداءً من مطلع الثلاثينيات من القرن العشرين .

ولم يكن ممكناً لهذا التيار أن يستمر الى ما لانهاية . فمع تراكم الأدلة من عدد كبير من الدراسات الاستكشافية السابقة ، وظهور نماذج نظرية جيدة حول الظواهر النفسية والتربوية والاجتماعية المختلفة ، وصل العلم الى النقطة التي يمكن مندها صياغة فروض صريحة حول عدد العوامل المتوقعة وطبيعتها . ولهذا عاد التحليل العاملي الى أصوله الأولى ، وبدأ الاهتمام - وخاصة طوال السنوات العشرين الماضية - بالتحليل العاملي التوكيدي .

وبالطبع يمكن استخدام طريقة سبيرمان الأصلية ، أو طريقة هولزنجر في العاملين في اختبار فرض العامل العام في الحالة الأولى ، أو فرض العامل العام والعوامل الطائفية في الحالة الثانية (طريقة هولزنجر هي توسيع لنطاق معادلة الغروقي الرباعية لسبيرمان) . كما توجد طريقة أخرى لثرستون تسمى الطريقة المركزية الطائفية حيث يوضع المركز المتوسط centroid لبعض المتغيرات فقط وليس لجميع المتغيرات كما هو الحال في الطريقة المركزية الكاملة .

وبتطلب ذلك من الباحث أن يعين مقدما على أساس فروضه -
 الفئات التى تتضمن المتغيرات التى يتوقع لها أن ترتبط
 بالعامل المركزى . ثم يختبر الفروض فى ضوء جميع معاملات
 ارتباط المتغيرات بكل من العوامل المركزية التى يفترضها
 الباحث ، فإذا كانت المتغيرات المعنفة فى مجموعة معينة
 ترتبط ارتباطات هالية بالعامل المركزى لها وترتبط
 بغيرها من العوامل المركزية ارتباطات مخفضة ، كانت
 معنوفة البواقى النهائية بعد استخراج جميع العوامل -
 الفرضية مفيرة جدا الى الحد الذى يمكن تجاهله ، وأمكن للباحث
 يستنتج من ذلك أن العوامل الفرضية هى المسئولة بالفعل عن
 تفسير التباين المشترك ، وبالتالى تتحقق الفروض ، والا فان
 الفروض تكون قد رفضت .

ومن الطرق الهامة فى التحليل العاُملى التوكيدى التى
 تشيع فى الوقت الحاضر وتستخدمها الحاسبات الالكترونية
 ما يسمى طرق الاجبار أو القسر وتسمى طرق بروقرسطس(*) ، وهى
 طرق تسعى لاختبار معنوفة مستهدفة للعوامل ، لنفرض أن أحد
 الباحثين افترض وجود ثلاثة عوامل يصنف اليها ١٢ متغيرا على
 أساس أن كل عامل يتألف من ٤ متغيرات تمثله ، ان الباحث
 فى هذه الحالة يكون معنوفة عوامل مستهدفة تتألف من ثلاثة
 أعمدة للعوامل الثلاثة المتوقعة . فإذا كان لدى الباحث
 ما يعينه على تقدير التشبعات المختلفة بالعوامل فى ضوء
 نتائج البحوث السابقة أو فى اطار نظرية البحث ، فانه يضع
 هذه التشبعات المتوقعة فى المعنوفة المستهدفة . أما اذا لم
 تكن فروضه على هذه الدرجة من الدقة فانه قد يلجأ الى حلول

* بروقرسطس Procrustus هو بطل اسطورة يونانية كان
 صاحب فندق فى طريق للمسافرين وكانت أسرة فندقه ذات طول
 معين ، ولذلك كان يطيل قامة النزلاء أو يقصرها حتى تتواءم مع
 طول السرير .

الدرجات العاملية :

بعد ان ينتهى التحليل العاملى والوصول الى البنية العاملية للمتغيرات ، يحتاج الباحث الى حساب الدرجات العاملية Factor Scores للمفحومين . وتوجد طرق عديدة لحساب هذه الدرجات العاملية ، الا ان العبدأ الاساسى فى جميع هذه الطرق هو الحصول على رابطة موزونة بين المتغيرات التى تتشعب بالعامل تشعباً موزوناً والتى تعد افضل منبئ بالعامل ، وذلك باستخدام معامل الارتباط المتعدد ومعاملات الانحدار . وفى هذه الحالة تكون التشيعات (او قيم البنية العاملية) الخاصة بالمتغيرات على العوامل بمثابة معاملات صدق .

ويرى (Fruchter, 1954) انه لو أكدت نتائج التحليل العاملى وجود متغير على درجة ملائمة من الشبات ويقيس العامل قياساً نقياً فان درجات المفحومين فى هذا المتغير يمكن استخدامها كمقاييس للعامل . الا ان هذا الحل يندر الوصول اليه لضعف الاختبارات النقية بالعوامل ، فكثيراً ما نجد عدة اختبارات او متغيرات تتشعب تشيعات عالية بالعامل ، وتتشعب بعوامل اخرى غير متداخلة تشيعات ثانوية ، وحينئذ لابد للباحث ان يستخدم الرابطة الموزونة بين درجات هذه المتغيرات باعتبارها تقديراً للدرجات العاملية للمفحومين .

وعلى الرغم من اهمية مسألة الدرجات العاملية او ما يفضل هارمان ان يسميه مقاييس العوامل فى انها تصف العوامل فى ضوء المتغيرات الملاحظة بالفعل الا انها لم تحظ باهتمام الباحثين الا فى اواخر الستينات من القرن العشرين . وتتوافر فى الوقت الحاضر برامج جيدة للكمبيوتر تقوم بهذه العمليات الاحصائية المعقدة ، كل حسب طريقة تقدير الدرجة العاملية المستخدمة. ويذكر هارمان من هذه الطرق خمساً على وجه الخصوص وهى :

الكومبيوتر على يد بعض العلماء المحدثين مثل Hunter, Gerbing - أفضل منها .

ومن ناحية أخرى فهناك طريقة الاحتمال الأقصى Maximum Likelihood التي تعتبر أيضا من الطرق الملائمة للتحليل العامل التوكيدي ، بل انفاذتها في هذا النوع من التحليل تفوق دورها في التحليل العامل الاستكشافي ولها صلة بكل من طرق العوامل الطائفية المتعددة من ناحية وطرق التحليل الاجباري أو القسري من ناحية أخرى .

فهي تشبه المجموعة الأولى من الطرق في انها تطبق حلا عامليا مباشرا على معقوفة الارتباط دون أن تمر بخطوات التحليل ثم التدوير الاجباري . ولهذا لا تلعب فيها المعادفة دورا كبيرا كما هو الحال في " طرق البروفرسسية " . وحتى تستخدم طريقة الاحتمال الأقصى بفعالية في التحليل العامل التوكيدي لابد أن تكون عينة المفحوصين كبيرة ، فيجب الا يقل عدد المفحوصين عن ١٠ حالات لكل متغير (كحد أدنى واجب) ، ويفضل أن يكون هذا العدد ٢٠ حالة لكل متغير كاستراتيجية عامة . ولعل من أهم مميزات هذه الطريقة أيضا - على غيرها من طرق التحليل العامل التوكيدي أن بعض طرق الاحتمال الأقصى الاستدلالي يسهل تطبيقها على نتائجها لاختبار دلالة العوامل .

وفي طريقة الاحتمال الأقصى للتحليل العامل التوكيدي يستخدم الباحث معقوفة عوامل مستهدفة كما هو الحال في طرق التحليل الاجباري ، الا انه لا يحتاج الا الى أن يفترض بعض التشعبات فقط . أو بعض الارتباطات بين العوامل فقط (فليس حالة افتراض الحل المائل) . فمثلا يمكن للباحث أن يعيّن فقط عددا من المتغيرات ذات التشعبات المعرفية المفترضة لكل عامل . ومهمة طريقة الاحتمال الأقصى أن تقوم بباقي المهمة أي الحصول على معقوفة العوامل التي تتفق مع المعك ، ان كان ذلك ممكنا احصائيا وإنتاج تشعبات جميع المتغيرات على جميع العوامل وتوافر برامج كومبيوتر جيدة لاستخدام هذه الطريقة لهذا الغرض .

الدرجات العاملية :

بعد ان ينتهى التحليل العاملى والوصول الى البنية العاملية للمتغيرات ، يحتاج الباحث الى حساب الدرجات العاملية Factor Scores للمفحوسين . وتوجد طرق عديدة لحساب هذه الدرجات العاملية ، الا ان المبدأ الاساسى فى جميع هذه الطرق هو الحصول على رابطة موزونة بين المتغيرات التى تشعب بالعامل تشعباً موزوناً والتى تعد افضل منبئ بالعامل ، وذلك باستخدام معامل الارتباط المتعدد ومعاملات الانحدار . وفى هذه الحالة تكون التشعبات (او قيم البنية العاملية) الخاصة بالمتغيرات على العوامل بعشابة معاملات صدق .

ويرى (Fruchter, 1954) انه لو أكدت نتائج التحليل العاملى وجود متغير على درجة ملائمة من الثبات ويقيس العامل قياساً نقياً فان درجات المفحوسين فى هذا المتغير يمكن استخدامها كمقاييس للعامل . الا ان هذا الحل يندر الوصول اليه لفائدة الاختبارات النقية بالعوامل ، فكثيراً ما نجد عدة اختبارات او متغيرات تشعب تشعبات عالية بالعامل ، وتشعب بعوامل اخرى غير متداخلة تشعبات ثانوية ، وحينئذ لابد للباحث ان يستخدم الرابطة الموزونة بين درجات هذه المتغيرات باعتبارها تقديراً للدرجات العاملية للمفحوسين .

وعلى الرغم من اهمية مسألة الدرجات العاملية او ما يفضل هارمان ان يسميه مقاييس العوامل فى انها تعصف العوامل فى ضوء المتغيرات الملاحظة بالفعل الا انها لم تحظ باهتمام الباحثين الا فى اواخر الستينات من القرن العشرين . وتتوافر فى الوقت الحاضر برامج جيدة للكمبيوتر تقوم بهذه العمليات الاحصائية المعقدة ، كل حسب طريقة تقدير الدرجة العاملية المستخدمة. ويذكر هارمان من هذه الطرق خمساً على وجه الخصوص وهى :

- (١) طريقة الانحدار التقليدية ويتطلب ذلك حساب معادلات انحدار للتنبؤ بالعامل من المتغيرات المتشعبة به .
- (٢) طريقة تقدير النموذج النظري وفيها يفضل الباحث العلاقات النظرية بين المتغيرات على البيانات الملاحظة الحقيقية .
- (٣) طريقة التقدير بتمغير العوامل النوعية او الخاصة على اساس ان العوامل الخاصة تفسر التفاوت بين القيم والعوامل المشتركة المفترضة .
- (٤) الطريقة المعدلة للتقدير بتمغير العوامل النوعية والخاصة حتى يمكن التأكد من تعامد العوامل المقدره .
- (٥) طريقة التقدير باستخدام المتغيرات المثلى *Ideal Variables*

ولتوضيح كيفية الحصول على هذه الدرجات الصاملية نعرض فيما يلي الطريقة الكلاسيكية للانحدار ، ولايتسع المقام لعرض باقى الطرق .

ويوضح الجدول رقم (١٠٩) خطوات تقدير الدرجات الصاملية باستخدام طريقة الانحدار التقليدية (الطريقة الاولى) . ويتضمن الجدول ملفوفة ارتباطية بين ٨ متغيرات (باعتبارها متغيرات مستقلة او منبئة) وتشعبات هذه المتغيرات بعاملين قبل التدوير (ش_١ ، ش_٢) وبعد التدوير المائل (ش_١ ، ش_٢) (عن Harman, 1960) وهذا ما سبق لأحد المؤلفين ان اسماء الانحدار الصاملى (فـ واد ابو حطب ١٩٧٢) . وتتلخص خطوات الجدول السابق فيما يلي :

- (١) استخدام طريقة الجذر التربيعى للوصول الى نظام المعادلات الخطية ، ومنه الانحدار حيث يمكن حل عدد (ن) من المعاهييل (اى المتغيرات التابعة او المحكات) باستخدام عدد مـ من المحددات (اى المتغيرات المستقلة أو المنبئات) . ولعل القارى يلاحظ اننا هنا نتعامل مع عدد من المحكات (وهى العوامل) وليس مع محك واحد كما هو الحال فى الانحدار المتعدد التقليدى كما شرحناه فى الفصل الخامس عشر .

(٢) تبدأ طريقة الجذر التربيعي (وهي طريقة تبسط بعض الاجراءات في حساب معامل الارتباط المتعدد ومعامل الانحدار بطريقة دويليتل، بوضع معاملات الارتباط بين المتغيرات المستقلة (وهي المتغيرات التي حسبنا لها معلومة الارتباط الاصلية)، وكذلك معاملات ارتباط هذه المتغيرات المستقلة بالمتغيرات التابعة (وهي هنا تشبهات هذه المتغيرات بالعاملين قبل التدوير وبعده)، وقد وضعت هذه القيم جميعا في السطور من ١ - ٨ في القسم الاول من الجدول (١٠٩) .

(٣) جمع السطور من ١ - ٨. وقد وضعت مجاميع هذه السطور في العمود قبل الاخير من الجدول ، اما العمود الاخير وعنوانه (المراجعة) فسوف يتضح معناه ووظيفته فيما بعد .

(٤) تبدأ طريقة الجذر التربيعي باستخدام قيم الخانات القطريية في كل حالة (رسم س) بامتبارها محور الارتكاز للحصول على القيمة الاولى في السطر ٩ من الجدول وذلك بالحصول على الجذر التربيعي للمقدار رسم س اي ان :

$$\sqrt{113} = 10.63$$

اما القيم الاخرى في نفس السطر فيتم الحصول عليها بالمعادلة الاتية :

$$\frac{r_{1k}}{113} = r_{1k}$$

وحيث ان قيمة ١١٣ = ١ فان قيم هذا السطر جميعا تساوي قيم السطر رقم (١) .

(٥) تجمع القيم الموجودة في السطر (٩) وقد وضعنا هذا المجموع في العمود قبل الاخير (المجموع) . وهذه القيمة يجب ان تتطابق في جميع السطور التالية مع القيمة الواردة في العمود الاخير (المراجعة) فيما عدا فروق التقريب .

(٦) تحسب القيمة للسطر (١٠) بالمعادلتين الاتيتين :

$$\begin{aligned} & \sqrt{23 - 21^2} = 10.22 \\ & \frac{(23 - 21^2) - (21 \times 10.22)}{10.22} = 10.22 \end{aligned}$$

فإذا طبقنا هاتين المعادلتين على القيمة الموجودة فى الخانة التى تعبر عن السطر (١٠) والعمود (٢) فإن قيمة المعادلة الاولى كما يلى :

$$\sqrt{846 - 523} = 17.00$$

وهى نفس القيمة التى سوف تستخدم فى مقام المعادلة الثانية فى حساب قيم هذا السطر ، وقيمة المعادلة الثانية :

$$\frac{(846 \times 523) - 17.00}{523} = 523$$

وبالنسبة للقيمة فى الخانة التى تعبر عن السطر (١٠) والعمود (٣) فإن قيمة المعادلة الاولى هى نفس المعادلة السابقة وقيمتها ٥٢٣ .

اما قيمة المعادلة الثانية كما يلى :

$$\frac{(846 \times 805) - 17.00}{805} = 805$$

وهى القيمة التى وضعناها فى هذه الخانة وهكذا بالنسبة لباقي قيم السطر (١٠) .

(٧) تحسب قيم السطر (١١) باستخدام المعادلتين الاتية :

$$\sqrt{23 - 21^2} = (2) \cdot 22$$

وبالتعويض تكون كما يلي :

$$= \sqrt{1000 - (805 \times 2) - (375 \times 2)} = 460$$

ويكون مقام المعادلة الثانية في حساب قيم هذا السطر كلها .

أما المعادلة الثانية فتحسب كما يلي :

$$\frac{(315 \times 1025) - (1025 \times 1025)}{(2) \cdot 335} = 460$$

فإذا طبقنا هاتين المعادلتين على القيمة الموجودة في الخانة التي تعبر عن السطر (١١) والعمود (٣) فإن قيمة المعادلة الثانية والتي وضعت بالفعل في هذه الخانة هي :

$$= \frac{1000 - (805 \times 2) - (375 \times 2)}{460}$$

$\frac{211}{460} = 459$ ر أو 460 ر تقريباً وهي القيمة الموجودة بالفعل في هذه الخانة .

(٨) يستمر الباحث في حساب قيم السطور ١٢ ، ١٣ ، ١٤ ، ١٥ ، ١٦ ، بالطريقة السابقة مستبعداً في كل مرة الجذور التربيعية الناجمة عن ارتباطات المتغير بالمتغيرات السابقة عليه ، حتى نحمل على القيم الموجودة في القسم الثاني من الجدول (١٠٩) .

(٩) حساب معاملات الانحدار (معاملات بيتا) في القسم الثالث من جدول رقم (١٠٩) واستخدامها في الاتجاه العكسي ، أي حساب معامل بيتا للمتغير (٨) أولاً ثم المتغير (٧) وهكذا حتى نحصل إلى المتغير (١) بنفس الطريقة التي شرحناها في الفصل الخامس عشر . فمعاملات انحدار المتغير (٨) مثلاً تحسب كما يلي :

$$\beta_8 = \frac{2052}{801} = 2.56 \text{ ر وهي تعبر عن انحدار المتغير (٨) على العامل الأول قبل التدوير}$$

21.

[illegible]

ولعلك تعلم من بيانات الجدول السابق ان القيمة ٠.٥٢ ر فـ في السطر (١٦) تعتبر من ج ٢١٠.٨٧٤ تحت عمود (ش) والجذر التربيعي للارتباط بين المتغيرين ٨.٧ بعد استبعاد اثر الارتباط بين المتغيرين ١ ، ٢. وهي قيمة يتم الحصول عليها في المراحل الاخيرة من حساب قيم القسم الثاني من الجدول السابق . اما القيمة ٧٢٣ ر فتعتبر من ج ٢١٠.٨٨٨ والتي توجد في نفس السطر (اي السطر ١٦) تحت العمود (٨) .

اما من انحدار المتغير (٨) على العامل الثاني قبل التدوير (ش) فيحسب بنفس الطريقة باستخدام القيم الاتية :

$$\beta_{ش٨} = \frac{١١٦ ر}{٧٢٣ ر} = ٨.٠٣$$

وقد وضع معاملا الانحدار في مواضعها من السطرين $\beta_{ش٨}$ ، $\beta_{ش٨}$ تحت العمود الخاص بالمتغير المستقل (٨) .

وبالمثل تعين حساب معاملي انحدار المتغير (٨) على العاملين الاول والثاني بعد التدوير المائل على النحو التالي :

$$\beta_{ش٨} = \frac{٠.٠٢ ر}{٧٢٣ ر} = ٠.٠٣$$

$$\beta_{ش٨} = \frac{١١٧ ر}{٧٢٣ ر} = ١٦٢ ر$$

وقد وضعت هاتان القيمتان في السطرين الاخيرين من الجدول (١٠٩) تحت المتغير المستقل (٨) .

وبتطبيق اسلوب دولييتل في حساب معاملات الانحدار يمكن حساب معاملات بيتا للمتغير المستقل (٧) مثلا على النحو الاتي :

$$\beta_{ش٧} = \frac{٠.٣٢ ر - (٠.٧٢) ٠.٨٨ ر}{٧٦٦ ر} = ٠.٤٠ ر$$

$$r_{٨٥} = \frac{٠.٧١ - ٠.٨٨ (١٦٠)}{٦٦٦} = \beta_{ش٣}$$

$$-٠.٠٢ = \frac{٠.٨٨ - (٠.٠٣) ٦٦٦}{٦٦٦} = \beta_{ش١}$$

$$٠.٧٨ = \frac{٠.٦٦ - ٠.٨٨ (١٦٢)}{٦٦٦} = \beta_{ش٢}$$

وهكذا حتى نصل الى معاملات انحدار المتغير المستقل رقم (١).

(١٠) حساب مربع معامل الارتباط المتعدد بالمعادلة الآتية :

$$r_{ش}^2 = (\beta_{ش١} \times ش١) + (\beta_{ش٢} \times ش٢) + (\beta_{ش٣} \times ش٣) + \dots + (\beta_{شك} \times شك)$$

وقد حسب معامل الارتباط المتعدد بالتعويض من قيم المعادلة السابقة باستخدام سطور القسم الثالث من الجدول (١٠٩) وقيم اعمدة المتغيرات التابعة في القسم الاول من نفس الجدول وذلك بضرب كل معامل بيتا في نظيره من معامل ارتباط المتغير بالعامل (او تشعبه بالعامل) ، وبلغ مربعات معاملات الارتباط المتعدد المحسوبة لكل من ش١ ، ش٢ ، ش٣ ، ش٤ للتشعبات قبل التدوير وبعده على النحو المبين في السطر قبل الاخير من الجزء الايسر من القسم الثالث في الجدول (١٠٩) وبالحصول على الجذور التربيعية لهذه القيم نحصل على معاملات الارتباط المتعددة والمبينة في السطر الاخير من الجزء الايسر من القسم الثالث من هذا الجدول .

(١١) لمراجعة صحة العمليات ابتداءً من السطر (١٠) يقارن مجموع العمليات المحسوبة بالقيم الموجودة في عمود (المراجعة) وقد

حسبت قيم العمود الأخير باحلال معاملات الانحدار في المعادلة المعتادة للانحدار . فمراجعة السطر (١٠) مثلاً تتم كما يلي :

$$= (R_{11} \times \beta_1) + (R_{21} \times \beta_2) + (R_{31} \times \beta_3) + (R_{41} \times \beta_4)$$

كيف تحسب الدرجة العاملية للمفحوص ؟

بعد إجراء العمليات الاحصائية السابقة والتي تعتمد فـسـى جوهرها على أسلوب الانحدار المتعدد (باستخدام طريقة دوليتل التي تناولناها في الفصل الخامس عشر) يمكن التعبير عن الدرجة العاملية للشخص (س) في العاملين $\bar{ش}_1$ ، $\bar{ش}_2$ بعد التدوير بالطبع (حيث ان عوامل ما بعد التدوير هي التي لها معنى ولها تفسير) باستخدام المعادلات الانحدارية (معاملات بيتا) لهذين العاملين (السطران الاخيران على اليسار من القسم الثالث من الجدول ١٠٩) كما يلي :

$$\bar{ش}_1 = ٢٧٥ \text{ و } ١ \text{ س} + ٣٨٨ \text{ و } ٢ \text{ س} + ٢٠٦ \text{ و } ٣ \text{ س} + ٠٠٠ + (-٠٠٣ \text{ و } ٨ \text{ س})$$

وكذلك :

$$\bar{ش}_2 = (-٠٤٢ \text{ و } ١ \text{ س}) + (١٣١ \text{ و } ٢ \text{ س}) + (٠٦٩ \text{ و } ٣ \text{ س}) + ٠٠٠ + (١٦٢ \text{ و } ٨ \text{ س})$$

حيث ان :

$\bar{ش}_1, \bar{ش}_2$ = الدرجتان العامليتان للمفحوص (س) في العاملين المدورين $\bar{ش}_1$ ، $\bar{ش}_2$.

$٨ \text{ س } ٠٠٠$ = الدرجات المعيارية للمفحوص (س) فـسـى المتغيرات من (١) وحتى (٨) .

ومعنى ذلك اننا بعد تحديد المعاملات الانحدارية (معاملات بيتا) لكل متغير على العامل نحتاج ايضاً لتحويل الدرجات الخام

للمفحوصين الى درجات معيارية، ويوضح الجدول (١١٠) الدرجات المعيارية للمفحوص (س) في المتغيرات الثمانية موضع البحث .

جدول رقم (١١٠)
الدرجات المعيارية للمفحوص (س)

المتغير	م	ع	د س	د س
١	٦٣٩٦	٢٠٩	٦٣٩٨	٢٠١
٢	٦٤٢٥	٢٥٠	٦٣١٩	٢٤٢ -
٣	١٧١٠	٦٧	١٦٨٩	٣١ -
٤	١٩٦٢	٨٦	١٩٠٩	٦٢ -
٥	١١٩٢٢	١٥١٩	١٤٩٢٥	١٩٨
٦	١٢٢٧	٦٦	١٣١٥	١٣٣
٧	٣١٢١	١٩١	٢٤٣٧	١٦٥
٨	٩٩٢	٦٧	١٠٨٧	١٤٢

وبتطبيق المعادلة السابقة على المفحوص (س) باحلال قيم (د س) للمتغيرات من ١ - ٨ المحسوبة في الجدول (١١٠) تكون درجته العايلي في العاملين كما يلي :

$$\bar{X}_1 = ٢٦ - \text{ر}$$

$$\bar{X}_2 = ١٧٨ - \text{ر}$$

وهكذا فان هذا المفحوص أعلى في العامل الثاني بكثير منه في العامل الاول ، مع ملاحظة ان القيم الجديدة تفسر على انها وحدات من درجات معيارية من مقاييس العامل .

تدريب :

احسب الدرجتين المعاملتين للمفحوص (ص) باستخدام البيانات السابقة إذا علمت أن درجاته الخام (د) في الاختبارات الثمانية كما يلي :

١ ^د	٢ ^د	٣ ^د	٤ ^د
٦٦٣٤	٦٦٨٩	١٧٩٩	٢٠٧١
٥ ^د	٦ ^د	٧ ^د	٨ ^د
١٢٥٥	١٢٤٤	٢٢٥٢	١٠٥٥

الاعطاء السبعة في التحليل العاُملي :

يذكر (Nunnally, 1978) بعض الاعطاء التي يقع فيها الباحثون في ميدان التحليل العاُملي يلخصها في سبعة انواع هي :

(١) تجاهل معاملات الارتباط التي تعدد العامل :

يتجاهل بعض الباحثين طبيعة معاملات الارتباط الاصلية بين المتغيرات التي تعدد العامل . وكثيرا ما تكون هذه المعاملات مفرية او غير ذات دلالة ، ومع ذلك تعطى تشبعات دالة بالعوامل نتيجة العزل التتابعي في الخطوات المتوالية لاستخراج هذه العوامل. لنفرض ان متغيرين لكل منهما تشبع مقداره = ٠.٥ مر على احد عاملين تم استخراجهما ، اما بالنسبة للعامل الثاني فان تشبع الاختبار الاول = ٠.٤ + ٠.٥ مر وتشبع الاختبار = ٠.٥ - ٠.٤ مر . ان الباحث في هذه الحالة اذا لم يكن حذرا - قد يلجأ الى استخدام المتغيرين معا فسي تحديد العامل الاول ، بينما حقيقة الامر ان مجموعة التشبعات على العاملين ربما تكون قد نشأت من معامل الارتباط المفري بين المتغيرين (في مصفوفة الارتباط الاصلية) . وبالطبع فانه لا يوجد خطأ فادح في ذلك الا ان ذلك قد يؤدي بالباحث الى سوء تفسير العوامل والقاعدة هنا انه من الممكن رياضيا للمتغيرات التي بينها معاملات ارتباط منخفضة ان تكون لها تشبعات دالة على العوامل ، الا ان الباحث عليه دائما حين يستخدم هذه المتغيرات في تحديد العامل في دراسات تالية للتحليل العاُملي ان يضع في الاعتبار عند اختياره لهذه المتغيرات ان يكون بينها معاملات ارتباط دالة .

(٢) المبالغة في اعطاء معنى للتشبعات العاُملية الصغيرة :

قد يلجأ الباحث - وخاصة حين يعصب عليه تفسير العامل فسي فوء التشبعات العاُملية الكبيرة التي تتجاوز ٠.٤ مثلا - الى المبالغة في خلق المعنى على التشبعات الصغيرة (اى الاقل من ٠.٤) فاذا علمنا ان بعض طرق التحليل العاُملي - وخاصة طريقة المكونات

الاساسية - تحدد مواضع المتجهات بحيث تؤدي الى الحصول على تشبعات كبرى قدر الامكان عند استخراج العوامل المتتابة، فان ذلك يعنى انه حتى لو كان متوسط معاملات الارتباط فى المعفوفة الاملية (بعرف النظر من إشاراتها الجبرية) منخفضا فان التشبعات العاملة التى يتم الحصول عليها تبدو دالة. ويصدق هذا خاصة حين يستخدم الواحد الصحيح - بدلا من الاشتراكيات - فى الخانات القطرية للمعفوفة الارتباط وفى هذه الحالة اذا كانت المعفوفة تتألف من ٤ متغيرات، ومعاملات ارتباطها جميعا صفر تماما، فان كل متغير منها سوف يتشبع بالعامل المركزى الاول بمقدار ± 0.5 ولذلك فان على الباحث اذا استخدم الواحد الصحيح فى الخانات القطرية - كما هو الحال فى طريقة المكونات الاساسية، وكان عدد المتغيرات مغيرا ان يكون على درجة عالية من الحيطة والحذر فى تفسير التشبعات المغيرة والا سلم لسه ان يفحص المعفوفة الاملية لمعاملات الارتباط للتأكد من ان المتغيرات المستخدمة فى تحديد العامل وتفسيره بعد ذلك بينها ارتباطات دالة.

(٢) سوء تفسير معنى العوامل المتعامدة :

قد يقع بعض الباحثين فى خطأ استنتاج انه ما دامت العوامل المستخرجة متعامدة (اي الارتباطات بينها صفر) فان الدرجات العاملة المقدره منها تكون غير مرتبطة. والواقع ان هذا لا يتحقق الا فى حالة واحدة فقط هى ان يُستخدم الواحد الصحيح فى الخانات القطرية للمعفوفة الارتباط ثم تستخدم جميع المتغيرات المستخدمة فى البحث فى الحصول على الدرجات العاملة (وليس بتقديرها من العوامل المستخرجة) . الا ان هذا الاجراء يندر استخدامه فى الحصول على الدرجات العاملة، فالمعتاد والشائع والمألوف ان تقدر هذه الدرجات من العوامل لا ان يتم الحصول عليها مباشرة من جميع المتغيرات . وكثيرا ما يتم هذا التقدير باستخدام ما لا يزيد عن ٤ متغيرات من تلك التى تحدد العامل (وذلك لاسباب عملية) . وفى هذه الحالة يحتمل للدرجات العاملة ان ترتبط فيما بينها ارتباطات دالة. ولذلك يرى بعض الثقات فى ميدان التحليل العامل ضرورة ان يتبع الباحث تدويره المتعامد للعوامل بمعاملات ارتباط حقيقيه ومحسوبة بين تقديرات الدرجات العاملة .

(٤) استخدام المتغيرات المعتمدة تجريبيا :

الاعتماد التجريبى experimental dependence فى بحوث التحليل العاـملى يتخذ مورا متعددة منها : استخدام متغيرات ذات مفردات متداخلة (أى اسئلة مشتركة بين بعض الاختبارات المستخدمة فى التحليل) . وكثيرا ما يحدث ذلك فى مقاييس الشخصية التى يشيع فيها اشتقاق عدد من المقاييس المختلفة من نفس المفردات والاسئلة او العبارات (مثل اختبار مينيسوتا للشخصية المتعدد الوجة) . وبالطبع فان المفردات المتداخلة تؤدى الى حدوث ارتباطات "إجبارية" بين المقاييس ، وهذه بدورها تؤدى الى استخراج عوامل فى التحليل العاـملى .

ومن مورا الاعتماد التجريبى الاخرى ان تتضمن معقوفة الارتباط تجمعات مختلفة من المتغيرات المنفصلة كأن يكون احد المتغيرات هو الفرق بين متغيرين آخرين فى المعقوفة او مجموع عدة متغيرات (الدرجة الكلية مثلا فى اختبار يتألف من عدة اختبارات فرعية تضمنتها المعقوفة ايضا) . وبالطبع فان درجة الفرق او الدرجة الكلية فى هاتين الحالتين سوف ترتبط بالمتغيرات التى اشتقت منها ويؤدى ذلك بدوره الى زيادة الغموض والخلط فى نتائج التحليل العاـملى .

وتوجد مورا اخرى للاعتماد التجريبى بين الدرجات التى يحصل عليها المفحوصون فى مراحل متتابعة من الاداء لنفس العمل ، ومسئ ذلك درجات محاولات التعلم فى بحوث التعلم الكلاسيكية ، حيث تتداخل درجات المحاولات المتتالية بعضها مع بعض (فؤاد ابو حطب ، ١٩٧٢) . والخلاصة ان على الباحث ان يتجنب ان تتضمن معقوفته الارتباطية أى مورا من مورا الاعتماد التجريبى بين المتغيرات المستخدمة فى التحليل العاـملى . فالمقصد من التحليل العاـملى هو دراسة بنية معاملات ارتباط " طبيعية " بين المتغيرات ، وليس بنية يفرضها قسرا هذا الاعتماد التجريبى . ومن الطريف ان نشير هنا الى ان البحوث العاـملية التى اعادت تحليل المتغيرات بعد استبعاد تلك التى بينها نوع من الاعتماد التجريبى اعطت نتائج مختلفة تماما (من ذلك البحوث التى اجريت على اختبار مينيسوتا للشخصية المتعددة الوجة) .

(٥) استخدام العينات غير المتجانسة :

أشرنا الى مشكلة العينة في بحوث التحليل العاملي في مطلع هذا الفصل . فقد كان من الشائع في بحوث التحليل العاملي وخامسة في مراحله المبكرة - استخدام عينات غير متجانسة من حيث الجنس والعمر والمستوى التعليمي وغير ذلك . وبالطبع فان الباحث في هذه الحالة يحمل على عوامل ناجمة عن الفروق الفردية في هذه المتغيرات . وبالطبع فان استخدام العينات المتجانسة او غير المتجانسة في التحليل العاملي يتوقف على حدود تعميم نتائج البحث . فمثلا اذا كانت العوامل سوف تفسر في ضوء الفروق الفردية بين الاطفال (او المدارس) داخل مستويات عمرية معينة فان عينة المفحوصين يجب ان تكون متجانسة بالنسبة لمتغير العمر . اما اذا كان الباحث مهتما باتجاهات النمو لدى الاطفال فان عينة الاطفال يجب ان تختلف في مدى العمر الزمني (اي تكون غير متجانسة) .

ومن ناحية اخرى اذا تضمن التحليل العاملي عينة من الجنسين فمن الواجب استخدام الدرجات المعيارية المنفصلة لكل منهما (باستخدام متوسط وانحراف معياري مستقل لكل منهما) ، والامتداد عليها في حساب معاملات الارتباط بدلا من الدرجات الخام . فاذا لم يفعل الباحث ذلك فلا بد من ان يكون الجنس احد متغيرات البحث وبحسب معامل الارتباط بينه وبين المتغيرات الاخرى ثم يعزل أثره من الارتباطات بين هذه المتغيرات بعضها وبعض باستخدام معامل الارتباط الجزئي (راجع الفصل التالي) . وبذلك تصبح معفوفة الارتباط التي تخضع للتحليل العاملي هي في الواقع معاملات ارتباط جزئية بين المتغيرات بعد استبعاد اثر الجنس . ويمكن استخدام هذه الطريقة مع متغيري العمر والمستوى التعليمي ايضا اذا كانت عينة البحث التي توافرت له غير متجانسة ولا يهدف الباحث الى الحصول على عوامل تعمل بهذه المتغيرات والافضل دائما ان تكون العينة في هذه الحالة متجانسة منذ البدايات .

(٦) أشر المعادفة فى التحليل العاُملى :

قد تلعب المعادفة والعشوائية دوراً كبيراً فى بحوث التحليل العاُملى ، باستخدام أى طريقة من طرقه ، وخاصة فى حالة العينات الصغيرة . وقد وصل البحث فى بعض بحوث التحليل العاُملى الى عدد ان عدد المفحوصين يتساوى مع عدد المتغيرات . وحينئذ تكون النتائج مضللة على الرغم من وضوح العوامل التى يتوصل اليها الباحث والتى لا تتجاوز فى هذه الحالة حدود المعادفة ، ويظهر ذلك جلياً لى ان مثل هذه العوامل لا تظهر فى أى بحوث عاملية تالية . بل ان هذه المشكلة قد تظهر فى بعض طرق التحليل العاُملى التوكيدى وخاصة طريقة التحليل العشرى او الاجبارى ، على الرغم من كبر حجم العينة (حيث تشترط ان يكون لكل متغير ١٠ مفحوصين على الاقل كما بينا) .

(٧) استخدام طريقة فى التدوير تزيد فعول النتائج :

ولعل هذا الخطأ أكثر شيوعاً عند استخدام طرق التدوير العاُملى دون خبرة ووعى بطبيعته واغراضه . فقد يستخدم الباحث فى هذا التدوير ما يسمى معقوفة النمط *Pattern matrix* بدلا من المعقوفات الحقيقية لتشبعات المتغيرات بالعوامل سعياً للحصول على نتائج تبدو بسيطة وواضحة . ولعلنا نذكر القارىء بان التشبعات هى معاملات الارتباط بالفعل بين المتغيرات والعوامل او التغايرات بين المتغيرات والملاحظة والعوامل وهى التى تعبر عن البنية العاُملية *Factor structure* . اما معقوفة معاملات النمط العاُملى فهى عبارة عن اوزان تُعطى للعوامل المشتركة عند حساب قيم المتغيرات باعتبارها روابط خطية بين العوامل المشتركة والمنفردة . وتشبه معاملات النمط العاُملى (فى كثير من النواحي) معاملات الانحدار فى التنبؤ بمتغير محك (وهو هنا المتغيرات الملاحظة) من متغيرات منبهة (وهى هنا العوامل) كما تناولناه فى الفصل الخامس مشير ويرى (Mulaik, 1972) ان معقوفة التشبعات هى التى تفسد بالفعل فى تفسير العوامل لانها تعين الباحث فى تحديد المتغيرات المتشابهة مع متغير العامل المشترك .

المصطلح الثامن عشر

بعض الطرق الأخرى لتحليل المتغيرات المتعددة

توجد مجموعة من الطرق الاحصائية تصنف جميعها ضمن اساليب تحليل المتغيرات المتعددة نعرضها بايجاز في هذا الفصل .

معامل الارتباط الجزئى :

من الاهداف الاساسية للعلم البحث عن مجموعة صغيرة نسبيا من المتغيرات تكفى لتفسير " جميع المتغيرات الأخرى فى البحث " وبالطبع فان هذا الشرط لا يمكن ان يتوافر الا اذا ارتبطت هذه المجموعة الصغيرة من المتغيرات ارتباطا عاليا بكل متغير من متغيرات المجموعة الأكبر. فقد اكدت بحوث التحليل العاملى ان بضعة عوامل محدودة العدد يمكن ان تفسر تفسيراً جيداً التباين فى عدد كبير من المتغيرات. وحين ترتبط هذه العوامل بأسلوب الارتباط المتعدد فان الدرجات العاملية المركبة ترتبط ارتباطاً عالياً بمعظم متغيرات العامل. وبالطبع فان الوصول الى مجموعة صغيرة من المتغيرات " المفسرة " هو جوهر مسلمة الاعتماد فى العلم .

وبالطبع فان الامر يتطلب من الباحث قبل ان يضيف اى متغير جديد الى هذه المتغيرات المفسرة ان يثبت انه يضيف جديداً الى هذه المتغيرات . ويلعب الدور الحاسم هنا مفهوم عزل العوامل او تحييدها Partialing. ومن ذلك مثلاً انه قد ثبت ان الذكاء " مفسر " جيد وهام للتحصيل المدرسى ، فاذا اضفنا متغيراً ثالثاً لهذه العلاقة بين متغيرى الذكاء والتحصيل ، كمستوى القلق مثلاً لا بد من ان نثبت ان هذا المتغير الجديد يضيف الى القيمة التنبؤية الاسمية لمتغيرى الذكاء والتحصيل . ويمكن الوصول الى ذلك بعزل او تحييد اثر الذكاء من العلاقة بين التحصيل والقلق فاذا كانت العلاقة بين هذه المتغيرين لا تزال دالة ، بالرغم من هذا العزل ، فاننا نستنتج من ذلك ان القلق يضيف بالفعل إسهاماً له معنى فى تباين التحصيل ، او العكس ، ولا يصبح الذكاء منبهاً كافياً بالتحصيل

بالطبع ، إذا لم يحمل الباحث على مثل هذه النتيجة ، وأصبح معامل الارتباط بين التحصيل والقلق صفرياً أو غيردال ، أو تناقض بشكل حاد بعد عزل أثر الذكاء ، إنه يستنتج من ذلك أن القلق لا يضيف شيئاً يستحق الاهتمام .

فإذا افترضنا أن اختبارات القلق والتحصيل والذكاء يرمز لها بالأعداد ١ ، ٢ ، ٣ فإن الدرجة المعيدة Parlialed لاختبار القلق بعد عزل أثر الذكاء تصبح كما يلي :

$$D_{3-1} = D_1 - r_{13} D_3$$

حيث أن :

D_{3-1} = الدرجة المعيارية المعيدة في اختبار القلق بعد استبعاد التباين المفسر باختبار الذكاء .

D_1 = الدرجة المعيارية في اختبار القلق .

D_3 = الدرجة المعيارية في اختبار الذكاء .

r_{13} = معامل الارتباط بين القلق والذكاء .

وبالمثل في الدرجة المعيدة في اختبار التحصيل بعد عزل أثر الذكاء تصبح كما يلي :

$$D_{3-2} = D_2 - r_{23} D_3$$

حيث D_2 = الدرجة المعيارية في اختبار التحصيل .

r_{23} = معامل الارتباط بين التحصيل والذكاء .

وفي هذا يجب أن ننبه إلى أن معامل الارتباط بين الدرجات المعيدة لمتغيرين والمتغير المستخدم في التقدير (وهو هنا المتغير

٢ وهو الذكاء) تساوى المعرف ، وعلى ذلك فان أى معامل ارتباط بين $(\text{ذ}_1 - \text{ذ}_2)$ و $(\text{ذ}_2 - \text{ذ}_3)$ فى مثالنا السابق يكون مستقلا عن درجات هذا المتغير (أى الذكاء) ، وهذا المعامل يسمى معامل الارتباط الجزئى Partial Correlation ويرمز له فى هذه الحالة $(\text{ر}_{٢١٣})$ أى معامل الارتباط بين القلق (١) والتحصيل (٢) باستبعاد أثر الذكاء (٣) .

ولعل القارىء يذكر (من الفصل التاسع) ان المعادلة الأساسية لمعامل الارتباط هى :

$$\frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i}{\sum_{i=1}^n x_i^2 \times \sum_{i=1}^n y_i^2} = \text{ر}_{٢١٣}$$

ويمكن استخدام نفس الرموز فى التعبير عن معامل الارتباط الجزئى بالمعادلة الآتية :

$$\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \times \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} = \text{ر}_{٢١٣}$$

فإذا علمنا أيضا ان تباين أى مجموعة من الدرجات المحيطة يساوى مربع معامل الارتباط بين المتغيرين مطروحا من الواحد الصحيح ، فان المعادلة السابقة يمكن إعادة التعبير عنها بالصورة الآتية :

$$\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \times \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} = \text{ر}_{٢١٣}$$

وفى بسط هذه المعادلة فان التباين يساوى مجموع حامل ضرب الدرجات المعيارية المحيدة المتناظرة مقسوما على (ن) ويمكن بذلك إعادة التعبير عن البسط بالمعادلة الآتية :

$$\frac{1}{n} \sum (d_1 - d_2) (d_1 - d_2) = \frac{1}{n} \sum (d_1 - d_2)^2$$

$$\frac{1}{n} \sum (d_1 - d_2)^2 =$$

$$\frac{1}{n} \sum (d_1^2 - 2d_1d_2 + d_2^2)$$

$$\frac{1}{n} \sum d_1^2 - 2 \frac{1}{n} \sum d_1d_2 + \frac{1}{n} \sum d_2^2 =$$

$$\frac{1}{n} \sum d_1^2 - 2 \frac{1}{n} \sum d_1d_2 + \frac{1}{n} \sum d_2^2 =$$

وبإعادة التعبير عن كل من البسط والمقام تصبح النتيجة النهائية لمعادلة معامل الارتباط الجزئي كما يلي :

$$r_{12} = \frac{\sum d_1d_2 - \frac{1}{n} \sum d_1 \sum d_2}{\sqrt{\sum d_1^2 - \frac{1}{n} (\sum d_1)^2} \times \sqrt{\sum d_2^2 - \frac{1}{n} (\sum d_2)^2}}$$

لنفرض أن :

أي معامل الارتباط بين القلق والتحصيل	$r_{12} = 0.60$
أي معامل الارتباط بين القلق والذكاء	$r_{13} = 0.30$
أي معامل الارتباط بين التحصيل والذكاء	$r_{23} = 0.40$

فإن معامل الارتباط الجزئي في هذه الحالة يصبح كما يلي :

$$r_{12.3} = \frac{r_{12} - r_{13}r_{23}}{\sqrt{1 - r_{13}^2} \times \sqrt{1 - r_{23}^2}} = \frac{0.60 - 0.30 \times 0.40}{\sqrt{1 - 0.30^2} \times \sqrt{1 - 0.40^2}} = 0.57$$

ولعلك تلاحظ أن معامل الارتباط بين المتغيرين القلبي (١)،
والتحصيل (٢) بعد عزل أثر المتغير (٣) أي الذكاء بلغ ٧٠.٠ أي لم
ينخفض إلا بما يعادل ٣ نقاط فقط من المعامل الأصلي للارتباط بين
المتغيرين (= ٦٠ ر) . وهو فرق لا يعتد به ، لأن معامل الارتباط
بين المتغيرين لم يتأثر تأثر يذكر بهذا العزل أو التحديد للمتغير
الثالث .

ولتسهيل حساب مقام معادلة معامل الارتباط الجزئي قام فؤاد
البهي السيد (١٩٥٩) بحساب هذه القيم في الجدول رقم (١٤) بالجدول
الإحصائية النفسية .

ويذكر فؤاد البهي السيد (١٩٧٩) أن معادلة الارتباط الجزئي
هي التي اعتمد عليها تشارلز سيرمان في معادلته الأساسية
للتحليل العاملي والتي تسمى معادلة الفروق الرباعية . ويمكن
التعبير عن معادلة الارتباط الجزئي في هذه الحالة على النحو الآتي :

$$\frac{r_{12} - r_{13} \times r_{23}}{\sqrt{1 - r_{13}^2} \times \sqrt{1 - r_{23}^2}} = r_{12.3}$$

حيث أن :

$r_{12.3}$ = معامل الارتباط الجزئي بين الاختبارين ١ ، ٢ بعد
عزل أو تحديد أثر القدرة العامة المشتركة .

r_{13} = القدرة العامة المشتركة

وإذا كانت نظرية سيرمان تفترض أن :

$$r_{12.3} = r_{12} - r_{13} \times r_{23}$$

$$\therefore r_{12} - r_{13} \times r_{23} = r_{12.3}$$

$$\therefore r_{12} = r_{13} \times r_{23} + r_{12.3}$$

وبالمثل يمكن ان تثبت أن :

$$\begin{aligned} ٣١٠ &= ٢١٠ \times ١٠٠ \\ \therefore \frac{٢١٠}{٣١٠} &= \frac{١٠٠ \times ٢١٠}{١٠٠ \times ٣١٠} \end{aligned}$$

$$\therefore \frac{٢١٠}{٣١٠} = \frac{١٠٠}{٣١٠}$$

وبالمثل يمكن اثبات ان :

$$\begin{aligned} \frac{٢٤٠}{٣٤٠} &= \frac{٢٤٠}{٣٤٠} \\ \therefore \frac{٢٤٠}{٣٤٠} &= \frac{٢١٠}{٣١٠} \end{aligned}$$

$$\therefore ٢١٠ \times ٣٤٠ - ٢٤٠ \times ٣١٠ = \text{مفر}$$

وهذه هي معادلة الفروق الرباعية لسبيرمان (فـــــر)
 ابو حطب ١٩٨٤)٠

معامل الارتباط شبه الجزئي :

لعلك لاحظت في معامل الارتباط الجزئي ان تشبيث المتغير (٣)
 او عزل أثره انما تم بالنسبة للمتغيرين (٢) ، (٣) معاً . إلا أنه
 قد تنشأ بعض الضرورات لعزل أثر أحد المتغيرات من متغير واحد
 فقط من المتغيرين الآخرين وليس من كليهما . ففي مثالنا السابق
 قد يرغب الباحث في عزل اثر الذكاء من القلق فقط مع ابقاء تباين
 التحصيل كما هو . وقد يبرر الباحث ذلك بان الذكاء هو " جزء "

طبيعي " من التحصيل وخامة التحميل من المستويات العليا (كسلوك حل المشكلة مثلاً) ، وعلى ذلك لابد من إبقائه في تباين التحصيل وتمييز مشكلة البحث فقط تحديد معامل الارتباط بين القلق والتحصيل بعد عزل أو تحييد أثر الذكاء من القلق فقط . وفي هذه الحالة يستخدم الباحث معامل الارتباط شبه الجزئي Semi Partial أو ما يسمى أحياناً بمعامل ارتباط الجزء Part Correlation وتستخدم في هذه الحالة المعادلة الآتية :

$$\frac{r_{21} \times r_{13} - r_{23}}{\sqrt{r_{22}^2 - 1}} = (302)13$$

ويلعب هذا المعامل دوراً هاماً في معامل الارتباط المتمسدد والتحليل العاملي اللذين تناولناهما في الفصول السابقة .

التحليل المقنن :

يعتمد التحليل المقنن Canonical analysis على نوع خاص من معاملات الارتباط يسمى معامل الارتباط المقنن Canonical Correlation ابتكره هوتلنج عام ١٩٣٥ ويبدل على الارتباط الأعمى بين دالتين خطيتين لمجموعتين من المتغيرات . وبالطبع لو كان لدينا مجموعتين فإن الروابط الخطية بينهما كثيرة . ويتحدد كل زوج من الدوال بحيث يعظم الارتباط بين زوج آخر من التفاضلات المقننة بشرط أن يكون مستقلاً عن الروابط الخطية الأخرى التي سبق اشتقاقها (Cooley & Lohnes, 1962) . ويعتمد هذا الأسلوب في جوهره على جبر المعادلات المتآنية .

ودون الدخول في التفاصيل الرياضية التي تتجاوز حدود هذا الكتاب نعطي مثلاً يوضح طبيعة هذا النوع من التحليل (من المرجع السابق) .

نفرض ان احد الباحثين يفترض ان بضعة متغيرات في البيئة المنزلية المبكرة ترتبط بالسلوك الاجتماعي اللاحق للمراهق. ولنفرض ان عدد المتغيرات في كل فئة ثمانية متغيرات وان العينة التي اجري عليها البحث ١٤٢ مفحوصا من طلاب المرحلة الثانوية .

يبدأ التحليل المقنن باعداد مصفوفتي ارتباط لكل من المتغيرات المستقلة او المنبئة والمتغيرات التابعة (المحكات) على حدة . ويوضح الجدولان ١١١ ، ١١٢ هاتين المصفوفتين حيث تضمنتا المعاملات الدالة فقط عند مستوى ٠.٥ على الاقل .

جدول رقم (١١١)

مصفوفة الارتباط بين متغيرات البيئة المنزلية المبكرة (المنبئات)

المتغيرات المستقلة	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
(١) التوتر العائلي (الام)	-	x	-٦٧ر	x	x	x	x	x
(٢) التوتر العائلي (الاب)	-	-	x	-٥٩ر	-٢٦ر	x	x	٢٩ر
(٣) الارتباط بالام	-	-	-	x	x	٢١ر	x	x
(٤) الارتباط بالاب	-	-	-	-	-٢٤ر	x	x	x
(٥) الخبرة الاجتماعية المبكرة	-	-	-	-	-	٢٨ر	٣٠ر	x
(٦) الانشطة الاجتماعية (الام)	-	-	-	-	-	-	٣٣ر	-٣٢ر
(٧) الانشطة الاجتماعية (الاب)	-	-	-	-	-	-	-	x
(٨) طبيعة السيطرة الوالدية	-	-	-	-	-	-	-	-

جدول رقم (۱۱۲)

مصفوفة الارتباط بين متغيرات السلوك الاجتماعي للمراهق

(المحكمات)

المحكــــــــــــــــــــــــــــــــات	١	٢	٣	٤	٥	٦	٧	٨
(١) درجة التطبيع الاجتماعي	-	١٦ر	٥٠- x	٧مر	٧٧ر	-	٤٣ر	٢٩ر
(٢) حب الاستطلاع الاجتماعي	-	-	٣٠ر	٣١- x	٢٦ر	-	٢٨ر	x
(٣) العلاقات الشخصية	-	-	-	٣٦ر -	٥٢مر	٨٥ر	٥٤ر	٤٢ر-
(٤) الميل المهني الاجتماعي	-	-	-	-	x	٤٣ر	٥٩مر	٣١ر
(٥) الرغبة في التفاعل الاجتماعي	-	-	-	-	-	٦٤ر	٤٢ر-	٦٧ر
(٦) التوجه نحو الآخرين	-	-	-	-	-	-	٦٢ر-	١مر
(٧) الرغبة في التعامل مع الغير	-	-	-	-	-	-	-	٥٤ر-
(٨) الاجتماعية كسمة للشخصية	-	-	-	-	-	-	-	-

أما المعفوفة الثالثة والتي يتضمنها الجدول رقم (١١٣) فتشمل

معاملات الارتباطات من متغيرات المجموعة الاولى (المنشئات) مع

• **متغيرات المجموعة الثانية (المحكات)**

جدول رقم (۱۱۳)

معقوفة الارتباط بين متغيرات المنبئات ومتغيرات المحكات

[illegible]

ولا يجيب على سؤالى هذا البحث مباشرة إلا أسلوب التحليل المقنن وهما :

(١) هل ترتبط البيئة المنزلية المبكرة بالسلوك الاجتماعى اللاحق للمراهق ؟ .

(٢) على أى نحو يمكن لمجموعتى المتغيرات أن ترتبط بحيث يعمل الارتباط بين مكونات المجموعتين الى اقضاء ؟ .

ويختلف التحليل المقنن عن كل من تحليل الانحدار المتعدد و التحليل العااملى . ففى تحليل الانحدار لا تستخدم منبثات عديدة بمحك واحد ، و فى التحليل العااملى فعادة ما تستخدم معفوفة واحدة بمتغيرات تابعة فى معظمها . اما فى التحليل المقنن فعادة ما تستخدم منبثات متعددة بمحكات متعددة ايضا .

ويبدأ التحليل المقنن - كما بينا - بتجزئة المعفوفة الكلية للارتباط بين المتغيرات المستقلة او المنبثات (س) والمتغيرات التابعة او المحكات (ص) الى ٤ معفوفات فرعية هى :

س س = معفوفة الارتباط بين المنبثات .

ص ص = معفوفة الارتباط بين المحكات .

س ص = معفوفة الارتباط بين المنبثات والمحكات .

ص س = هى تبديل transpose للمعفوفة س ص وتساويها ، فهى معفوفة الارتباط بين المحكات والمنبثات ، وهذا هو السبب فى اننا اعددنا ثلاث معفوفات فقط وليس اربعاً .

ويوضح الجدول (١١٤) هذه المعفوفات الفرعية الاربعة للمعفوفة ارتباط كلية . ر .

جدول (١١٤) المصفوفات الفرعية لمصفوفة ارتباط
بين المنشآت والمحركات

$$R = \begin{bmatrix} S_{SS} & S_{SV} \\ S_{VS} & S_{VV} \end{bmatrix}$$

وهذه الأقسام الأربعة للمصفوفة الكلية تطبق عليها المعادلة
المقننة الآتية :

$$(S_{VV}^{-1} S_{VS} - S_{SS}^{-1} S_{SV}) I_1 = 0$$

حيث يدل الرمز I_1 على الجذور الكامنة الذي تصبح به
القيمة بين القوسين مساوية للصفر . وفي هذا العدد نذكر أنه لو
كانت S_{VV} ص فإن عدد الجذور الكامنة الممكنة يصبح مساوياً لعدد
متغيرات S وحينئذ يصبح الفرق $(S - V)$ مساوياً للصفر .

أما المعامل (I_1) المستخدم في هذه المعادلة فهو المتجه
الخاص بالجذر الكامن I_1 ، وبالمطبع فإن المتجه الثاني (I_2) يحسب
بالمعادلة الآتية :

$$I_2 = \frac{(S_{SS}^{-1} S_{SV} - S_{VV}^{-1} S_{VS})}{\sqrt{I_1}}$$

ويطبق المتجهان (I_1) ، (I_2) على متجهات الدرجات المعيارية
للحمول على التغيرات المقننة Canonical Variates . أما
معامل الارتباط المقنن (R_{12}) بين أي زوجين من المركبات الجديدة فهو
يساوى الجذر التربيعي للجذر الكامن أي $I_1 = \sqrt{I_1}$. فبالطبع فإن الجذر
الكامن الأكبر هو مربع الارتباط الأقوى بين الروابط الخطية بين
مجموعتين من المتغيرات ، وقد اقترح بارتلت معامل لمبدأ الاختبار

دلالة معامل الارتباط المقنن ، وكما^٢ لتوزيع لمبادا ، باستخدام
س x ص درجات حرية .

ولا يتسع المقام للدخول في التفاصيل الإحصائية لهذه الطريقة
لأنها تعتمد في جوهرها على جبر المصفوفات . وتتوافر في الوقت
الحاضر برامج جيدة للحاسوب (الكومبيوتر) لاستخدام هذا الأسلوب
الإحصائي في الأغراض العلمية التي تلائمها . فإذا طبقنا برنامجا من
هذا النوع على بيانات المثال الحالي فإن الجدول رقم (١١٥) يلخص
النتائج التي ترتبط بالإجابة على السؤال الأول للبحث .

جدول رقم (١١٥)

نتائج بحث التحليل المقنن لمتغيرات البحث

عدد الجذور المستبعدة	أكبر جذر كما من مستبقى	معامل الارتباط المقنن المقابل له	معامل لمبادا	كما ^٢	عدد درجات الحرية (س x ص)	مستوى الدلالة
مفر	٢٢٤ر	٤٧ر	٥٤١ر	٨١٩ر	٦٤	٠٥ر
١	١٦٤ر	٤٠ر	٦٩٧ر	٤٨١ر	٤٩	غير داله
٢	١٠٩ر	٣٣ر	٨٣٤ر	٢٤٣ر	٢٦	غير داله
٣	٠٣٥ر	١٩ر	٩٣٦ر	٨٠٨ر	٢٥	غير داله
٤	٠٢٢ر	١٥ر	٩٦٩ر	٤١ر	١٦	غير داله
٥	٠٠٦ر	٠٧ر	٩٩٢ر	١١ر	٩	غير داله
٦	٠٠٣ر	٠٥ر	٩٩٧ر	٤ر	٤	غير داله
٧	٠٠٠ر	٠٠ر	٩٩٩ر	٠ر	١	غير داله

ومن هذا الجدول يتضح ان أقصى معامل ارتباط هو ٤٧ر وهو دال
عند مستوى ٠٥ر ومعنى ذلك انه يوجد على الاقل علاقة دالة بين فئتين
المتغيرات موضع البحث . فبعد تحديد الزوج الاول من المفاهيم
Variates المقننة لم تظهر أي روابط دالة بعد ذلك .

وللإجابة على السؤال الثانى حول الاسهام الذى يمكن ان يكون لكل متغير فى المفاهيمات المقننة تحسب الكومبيوتر المتجهات المقننة لكل من المنبثات والمحكات . ويوضح الجدول رقم (١١٦) تشبهات هذه المتغيرات بهذه المتجهات ، ومنه يتضح ان المتغير الخامس (الخبرة المبكرة بالانشطة الاجتماعية) والمتغير السادس (الطاقة والوقت اللذان يكرسها الاب بالانشطة الاجتماعية) والمتغير الرابع (ارتباط الام بالطفل) هي اكثر متغيرات البيئة المنزلية المبكرة قدرة على التنبؤ بالمحك . اما المحك فهو يتألف اساسا (فى ضوء التشبهات ايضا) من المتغير السادس (درجة مركبة من مفردات تتناول التوجه نحو الآخرين) ، والمتغير الاول (مستوى التطبيع الاجتماعى الراهن) والمتغير الثانى (حسب الاستطلاع حول الآخرين) .

جدول رقم (١١٦)

المتجهات المقننة (التشبهات) لكل من المتغيرات المنبثة ومتغيرات المحك

المتغيرات المنبثة		متغيرات المحك	
رقم المتغير	التشبع	رقم المتغير	المحك
٥	٨٧	٦	٧٣
٦	٣١	١	٤٢
٤	٢٣	٢	٣٣
٧	١٢	٥	٢٩
٢	٥٧	٧	٢١
٣	٥٦	٣	٠٠ -
٨	١٢ -	٨	٠٢ -
١	٢٠ -	٤	١٩ -

تحليل البروفيلات :

يشبه تحليل البروفيلات Profile Analysis التحليل العاملي والتحليل المقيس في اعتماده ايضا على معقولة البيانات حيث المتغيرات تمثل الاعمدة والافراد يمثلون السطور. والغرض الرئيسي من التحليل العاملي والتحليل المقيس هو فحص العلاقات بين الاعمدة (اى المتغيرات) لاختيار او اكتشاف تجمعات هذه المتغيرات وبالطبع فان كل مجموعة تتألف من المتغيرات التى تقيس شيئا مشتركا فيما بينها ويختلف مما تقيسه متغيرات التجمعات الاخرى .

اما تحليل البروفيلات فانه يهتم بالعلاقات بين السطور (اى الافراد او المفحوصين) . وكما ان التحليل العاملي يهتم بتجميع المتغيرات فان تحليل البروفيلات يهتم بتجميع الافراد وتصنيفهم وبالطبع فان من المتوقع ان تكون الاجراءات الرياضية المتضمنة فى كل من التحليل العاملي والتحليل المقيس تحدد ايضا تحليل البروفيلات وغيره من طرق تصنيف المفحوصين او الافراد .

ومعظم البروفيل مشتق من الممارسة العملية بميدان الاختبارات النفسية وقياس الفروق الفردية فى علم النفس خاصة . وفيه يتسم التعبير من درجات الافراد فى بطاريات الاختبارات فى صورة رسم بياني يسمى البروفيل . وعادة ما يتم التعبير عن هذه الدرجات فى صورة درجات معيارية لتسهيل المقارنة بين الاختبارات والمقاييس المختلفة .

وتتوافر ثلاثة أنواع من البيانات من بروفيل درجات اى شخص يسمى : المستوى والانتشار والشكل .

ويعرف المستوى Level بالدرجة المتوسطة التى يحمل عليها الفرد فى جميع المتغيرات المتضمنة فى البروفيل ، وتتم المقارنة بين الافراد فى ضوء هذه المتوسطات ، وبهذا يكون المستوى قابلاً للتفسير المباشر اذا كانت المتغيرات تقيس السمات فى نفس الاتجاه

(النقص إلى اليسار والزيادة إلى اليمين مثلا) وتنتمي إلى نفس المجال السلوكي (الاستدلال مثلا) .

أما الانتشار dispersion أو التشتت scatter فيدل على ما يدل عليه المعنى الاحصائي المباشره أي إلى أي حد تختلف الدرجات من نقطة المتوسط (المستوى) ، ويقاس ذلك بالانحراف المعياري لدرجات كل مفحوص . إلا أننا يجب أن نلاحظ أن مقياس تشتت درجات الفرد الواحد في الاختبارات المختلفة التي يعبر عنها البروفيل يعتمد على الارتباط بين هذه المتغيرات . فإذا كان الارتباط موجبا ومرتفعاً فإن الانتشار في هذه الحالة يكون مغيرا والعكس صحيح . ويزداد الانتشار اتساعاً إذا كان بعض الارتباطات موجبا والبعض الآخر سالبا . ولهذا لا يملح الانتشار للتفسير المباشر - كما هو الحال في المستوى . ولهذا يوصى في هذه الحالة بالحصول على توزيع للانتشار في هيئة من الأفراد وتحويله إلى مئينيات تعد أساساً لتفسير انتشار البروفيل منذ أشخاص بأميائهم منذ دراستهم .

أما شكل shape البروفيل فيحدد بترتيب درجات كسل شخصي فقد يكون ترتيب بعض المتغيرات لدى الشخص مرتفعاً والبعض الآخر منخفضاً ، ويمكن للباحث المهتم بدرجات التشابه بين أشكال البروفيلات حساب معاملات ارتباط الرتب (وسوف نتناوله بالتفصيل فيما بعد) بين رتب أي بروفيلين لشخصين .

ويجب أن نشبه هنا إلى أن هذه الأنواع الثلاثة من البيانات ليست مستقلة تماماً بعضها من بعض ، فإذا كان المستوى مرتفعاً جداً أو منخفضاً جداً فإن الانتشار يكون بالضرورة منخفضاً نسبياً . ولهذا مادة ما يجد الباحث علاقة منحنية بين المستوى والانتشار في هيئة من المفحوصين . أما عن الشكل فإنه أكثر ارتباطاً بالانتشار من ارتباطه بالمستوى . فإذا كان الانتشار مغيراً فإن ترتيب المتغيرات لدى المفحوص (أي شكل البروفيل) لا يتضمن إلا فروقا ضئيلة في الأداء . وعلى ذلك فإنه ما لم يكن الانتشار كبيراً إلى حد ما يكون من الصعب تغيير شكل البروفيل .

ومن المهم أيضا ان نشير الى ان مظهر البروفيل يعتمد على
مواضع المتغيرات فيه ، ومع ذلك مهما اختلف الفرد فان ذلك
لا يؤثر في المقاييس الثلاثة السابقة : المستوى ، والانتشار ، والشكل .

وبالطبع يمكن رسم بروفيلات لمتوسطات درجات المجموعات بدلا من
درجات الافراد . وفي جميع الحالات يمكن تطبيق اسلوب تحليل البروفيلات
عليها .

ويقصد بتحليل البروفيلات الاختبارات الاحصائية لدلالة الفروق
بين متوسطات هذه البروفيلات بهدف تصنيفها ، وبالتالي تصنيف
الافراد الذين تعلمهم الى مجموعات او فئات .

مقاييس التشابه بين البروفيلات :

يستخدم بعض الباحثين في قياس درجة التشابه بين البروفيلات
الاسلوب الارتباطي المعتاد وتطبيق منهج التحليل العاملي للافراد
والذي يسمى اسلوب . وفي هذه الحالة يتم الحصول على الدرجات
المعيارية للافراد في مختلف المقاييس التي تؤلف البروفيل ،
ثم يحسب المستوى (اى المتوسط) ويخرج من درجات كل متغير ، ثم
تقسم كل درجة انحرافية على انتشار البروفيل للمفحوص ، ثم تحسب
معاملات الارتباط بين كل بروفيلين حيث تعبر هذه المعاملات عن
العلاقة بينهما .

الا ان اسلوب معامل الارتباط لا يصلح لقياس تشابه البروفيلات
في المستوى او في الانتشار . ولهذا إذا أراد الباحث قياس التشابه
باستخدام المقاييس الثلاثة ، فان المقياس الأكثر شيوعا هو ذلك الذي
اقترحه أوسجود عام ١٩٥٢ ثم كرونباك عام ١٩٥٢ ويسمى مقياس
المسافة (ق) distance (D) .

ويحسب هذا المقياس للمسافة بين مفحوصين (١ ، ٢) على
متغيرين (١ ، ٢) بالمعادلة الآتية :

$$Q^2 = (S_1 - S_2)^2 + (S_2 - S_3)^2$$

ويمكن توسيع نطاق هذه المعادلة لتشمل أي عدد من المتغيرات
(ك) كما يلي :

$$Q^2 = (S_1 - S_2)^2 + (S_2 - S_3)^2 + \dots + (S_{n-1} - S_n)^2$$

ويبدل الجذر التربيعي لهذه القيمة على المسافة بين نقطتين
تدلان على بروفيل المتحوسمين موضع البحث . ويمكن استخدام هذا
المقياس عند البحث عن تجمعات الأشخاص . وذلك بحساب المقدار (ق) بين
كل زوج محتمل للمتحوسمين ، وبهذه القيم تولد معنوية للمسافات
مقدارها $n \times n$ (حيث n تعني المتحوسمين) . ومن هذه المعنوية
نستنتج أن الأشخاص ذوي المسافات (ق) المنخفضة تتشابه بروفيلاتهم
أكثر من ذوي المسافات (ق) المرتفعة . وبالمطبع فإن هذه المعنوية
يمكن أن تخضع لأسلوب تحليل التجمعات Cluster analysis ،
للحصول على فئات أو مجموعات للمتحوسمين . كما يمكن استخدام طريقة
التحليل العائلي باستخدام الدرجات الخام مباشرة بدلا من معنوية
الارتباط (راجع Nunally, 1979) .

التحليل التمييزي :

التحليل التمييزي discriminatory analysis هو
أسلوب إحصائي لتقدير موضع الفرد على خط يفرق أو يميز بين الفئات
أو المجموعات التي يمكن أن يضمن إليها الأفراد، وبالتالي فإن
التحليل التمييزي هو أحد الأساليب الإحصائية التي تستخدم في تصنيف
الأفراد (وليس تصنيف المتغيرات كما هو الحال في التحليل العائلي
الكلاسيكي أو التحليل المقياسي) . وبالمطبع توجد طرق أخرى لتصنيف
الأفراد تشمل تحليل البروفيلات كما تشمل التحليل العائلي للأفراد
وليس المتغيرات وهما أسلوبان تناولناهما بإيجاز فيما سبق .

ويستخدم التحليل التمييزي حين تكون مجموعات الافراد (او الاشياء) قد تحددت قبليا ويكون الغرض من التحليل التمييزي بين المجموعات على اساس درجاتهم في المقاييس المستخدمة في البحث. ومن ذلك مثلا تصنيف الحالات المرضية إلى أنماط مختلفة من المرض، او تصنيف الافراد الى مجموعات مهنية مختلفة، او تصنيف الطلاب على مجالات التخصص المختلفة (أدبي وعلمي مثلا في الثانوية العامة).

وينكر (Nunnally, 1979) انه توجد ثلاث مشكلات مرتبطة تتعل بالتحليل التمييزي هي :

- (١) تحديد ما اذا كانت الفروق في درجات مجموعتين او اكثر دالة احصائيا .
- (٢) تعظيم التمييز بين المجموعات وذلك بالربط بين المتغيرات على نحر او آخر .
- (٣) وضع قواعد لتصنيف الافراد الجدد في المجموعات المختلفة .

وقد تكون المشكلة الاولى هي الاقل اهمية حيث توجد في الوقت الحاضر اختبارات احصائية ملائمة لدلالة الفروق بين متوسط بروفيسلات مجموعتين ، لعل اشهرها اختبار (ت) لهولنج .

اما المشكلة الثانية فهي الاكثر اهمية . ولتوضيح ذلك تفيدنا كثيرا إعادة تفسير تحليل البروفيلات الذي شرحناه آنفا . فاذا كان لدينا (ن) من الافراد و (ك) من المتغيرات فان بروفيل أي شخص يمكن التعبير عنه في صورة نقطة في فراغ يتألف من أبعاد عددها (ك) . وكل محور في الفراغ يتألف من متغير واحد ، وهذه المتغيرات تعد متعامدة بعضها على بعض . وفي التحليل التمييزي يكون مفيدا للقارىء ان يعتبر كل نقطة في هذا الفراغ مشغولة بمجموعة معينة بدلا من فرد واحد .

وبالطبع يتطلب ذلك الربط بين المتغيرات بحيث تميز الافراد الذين ينتشون الى المجموعات المختلفة قدر الامكان ، واشهر الطرق

المستخدمة في هذا العدد دالة خطية بسيطة تسمى دالة التمييز الخطية Linear discriminant Function والتي تستخدم
المعروفة الآتية :

$$x = a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_n x_n$$

حيث أن :

x = الدرجات التي تحمل عليها بدالة التمييز .
 x_1, x_2, \dots, x_n = الدرجات الخام في المتغيرات (وقد تمتد إلى x_n)
 a_1, a_2, \dots, a_n = أوزان المتغيرات (حتى a_n)

وتحسب الأوزان في حالة مجموعتين فقط (ومع أي عدد من المتغيرات) باستخدام تحليل الانحدار المتعدد . وفيه يكون المحرك (أو المتغير التابع) هو " درجات المجموعة " . وحينئذ يعطى الأفراد في إحدى المجموعتين الدرجة (١) ويعطى الأفراد في المجموعة الأخرى الدرجة (صفر) . وتستخدم بعدئذ المتغيرات في تحليل انحداري متعدد لتقدير درجات المجموعات .

ألا أن ما يحدث كثيرا أن عدد المجموعات يكون أكثر من اثنين . وحينئذ يكون على الباحث حساب أكثر من دالة تمييز وحينئذ يصبح الأسلوب المستخدم هو الدالة الخطية للتمييز المتعدد واختصارها MDP . وحينئذ يتضمن التحليل استخداما للتحليل العائلي من نوع المكونات الأساسية ويشمل ذلك حساب الجذور الكامنة والمتجهات . ألا أن طريقة المكونات الأساسية في هذه الحالة لا تطبق على مفوفة ارتباط ، وإنما على نوع آخر من المفوفات نوضحه بالمثال الآتي :

لنفرض أن الباحث يسعى إلى التمييز بين ٥ مجموعات (ولكن فئات مهنية أو تصنيفات كإكلينيكية في الطب أو علم النفس المرضي) . إن البحث حينئذ يطبق نفس المقاييس على جميع المفوضين ، ولنفرض أن عدد هذه المقاييس ١٥ . وبالطبع فإن عدد المفوضين في كل مجموعة

من المجموعات الخمس قد يختلف ، إلا أنه في هذا العدد يجب ألا يقل عن ٣٠ مفرداً في كل مجموعة لكل مقياس (Nunnally, 1979). وحينئذ تعد مصفوفة التحليل التمييزي مصنف فيها المفحوصون قبلها في المجموعات الخمس وتشمل الدرجات المعيارية للمقاييس التي تحسب لكل مقياس على حدة باستخدام المتوسط الحسابي والانحراف المعياري لجميع المفحوصين في جميع المجموعات . وعلى ذلك فإنه على الرغم من أن مجموع الدرجات المعيارية في المقياس الواحد لجميع المفحوصين وبالتالي متوسطها يعمل إلى الصفر إلا أن المجموعات تختلف فيما بينها في متوسط هذه الدرجات المعيارية . وبالمثل فإنه على الرغم من أن تباين الدرجات المعيارية في المقياس الواحد لجميع المفحوصين يعمل إلى الواحد الصحيح إلا أنه يختلف أيضاً من مجموعة إلى أخرى (بالطبع يكون مقداره أقل من الواحد الصحيح) . ويوضح الجدول (١١٧) هذه المصفوفة .

جدول رقم (١١٧)

مصفوفات بيانات التحليل التمييزي

المقاييس (المتغيرات)					المفحوصون
١	٢	٣	٤	
×	×	×	×	×	المجموعة ١
×	×	×	×	×	المجموعة ٢
×	×	×	×	×	المجموعة ٣
×	×	×	×	×
×	×	×	×	×	المجموعة ٥

ويطلب التحليل التمييزي المتعدد الحمول إلى دالة التمييز الأولى وذلك بالحمول على مجموعة من الأوزان مقدارها (ك) أي بعدد المقاييس المستخدمة ، والتي يضرب كل منها في درجة المتغير أو المقياس لتعظيم محك التباين المفسر . ولعلنا هنا نشير إلى أن دالة

التمييز الخطية في جوهرها تسعى للحصول على اوزان لتعظيم النسبة
الغائية أي :

$$F = \frac{\text{التباين بين المتوسطات في الدرجة ص}}{\text{التباين داخل المجموعات في الدرجة ص}}$$

التباين داخل المجموعات في الدرجة ص

والدرجة (ص) هي الدرجة التي تحمل عليها من دالة التمييز
كما بينا في شرحنا لحدود هذه المعادلة من قبل . ويمكن الإشارة إلى
مجموعة الأوزان التي تتألف من عدد من العناصر مقداره (ك) على أنها
متجه الأوزان ، ويكون المتجه الأول في هذه الحالة مكافئاً من الوجهة
الرياضية للمتجه الأول الذي تحمل عليه بطريقة المكونات الأساسية
في التحليل العاملي . ويتم الحصول على المتجه الأول للأوزان في
التحليل التمييزي بحيث يعظم النسبة بين مجموع مربعات بين المجموعات
مقسوماً على مجموع مربعات داخل المجموعات كما بينا . وتستخدم هذه
المتجهات في معفوفة الأوزان في التحليل التمييزي بنفس الطريقة التي
تستخدم بها في معفوفة الارتباط في التحليل العاملي باستخدام
المكونات الأساسية وذلك لحساب عدة دوال خطية للتمييز على
النحو الآتي :

$$ص = أ_١ س_١ + أ_٢ س_٢ + \dots + أ_١٠٠ س_١٠٠$$

وهذه هي الدالة الأولى التي تعظم النسبة الغائية بين
التباينين (بين وداخل المجموعات) ثم تحسب دالة تمييز ثانية
تفيد في أن تقوم بدور المفسر من الدرجة الثانية للتباين على النحو
الآتي وذلك باستخدام معفوفة بواقي شبيهة بما هو موجود في التحليل
العاملي :

$$ص = ب_١ س_١ + ب_٢ س_٢ + \dots + ب_١٠٠ س_١٠٠$$

وهكذا ننتقل إلى الدوال التالية وهي (بالاعتماد في كسل
مرة على معفوفة البواقي) .

$$ص_٣ = ص_١٤ + ص_٢٤ + ص_٣٠٠ + ص_٣٠٠$$

وحتى

$$ص_٤ = ص_١٤ + ص_٢٤ + ص_٣٠٠ + ص_٣٠٠$$

وبعد الحصول على الأوزان يحسب لكل مفحوص درجة من كل دالة تمييزية . وبالطبع فإن دوال التمييز يتم حسابها بحيث تكون متعامدة بعضها على بعض (أي غير مرتبطة) .

ومعنى ذلك أن معامل الارتباط بين ص_١ ، ص_٢ بالنسبة لجميع المفحوصين في جميع المجموعات الخمس معا يكون صفرا .

وبالطبع فإن الباحث في التحليل التمييزي قد يتوقف عن التحليل (أي يتوقف عن حساب دوال التمييز التالية) إذا توصل إلى النقطة التي عندها تكون الدالة المحسوبة غير دالة باستخدام محك لمبادا ، أو إذا كانت الدوال المتتالية لا تفسر إلا مقداراً ضئيلاً من التباين الأصلي كما يتمثل في الجذور الكامنة، وإذا وجد الباحث أن أي دوال إضافية لن يكون لها أي معنى نظري أو أهمية تطبيقية . وتتوافر في الوقت الحاضر برامج جيدة للكمبيوتر يمكن استخدامها في إجراء التحليل التمييزي .

التحليل المعهظي :

ويبقى السؤال الأخير وهو : كيف يمكن تصنيف المفحوصين الجدد في الجماعات المختلفة ؟ ومن ذلك مثلاً كيف يمكن توزيع الطلاب الحاصلين على الثانوية العامة على الكليات الجامعية ومعاهد التعليم العالي المختلفة ؟ أو توزيع المجندين على أسلحة القوات المسلحة المختلفة ؟ .

تفيدنا نتائج التحليل التمييزي فائدة كبرى في هذا العدد، وحينئذ يكون الأسلوب المباشر هو المقارنة بين بروفيل درجات الشخص مع بروفيلات درجات الأشخاص الذين أكدت بحوث التحليل التمييزي

انتماءهم إلى المجموعات المختلفة، وينشأ في هذه الحالة تساؤل بين تحليل البروفيلات والتحليل التمييزي كما شرحناهما آنفاً .

لنفرض أن باحثاً أجرى تحليلاً تمييزياً لعينة من المفحوصين في عدة متغيرات . أن ذلك يعني أن كل مفحوص ينتمي إلى كل مجموعة له درجات معلومة ، حينئذ يمكن حساب نقطة التمرکز Centroid لكل مجموعة مع افتراض أن درجات كل مميزات موزعة توزيعاً اعتدالياً في كل مجموعة . ويمكن بعدئذ حساب محيطات Contours لها كشافة متساوية حول نقطة التمرکز لكل مجموعة ولذلك تسمى محيطات المراكز contours ، والتي تتطلب في حسابها جهداً رياضياً شاقاً لا يتسع له مقام هذا الكتاب ، وحسبنا أن نشير إلى أنها تدل على النسبة المئوية للأفراد الذين يتشبهون قرباً وبعداً عن نقطة التمرکز .

وباستخدام محيطات المراكز هذه يمكن توزيع الأفراد الجدد إلى المجموعات التي تكون درجة الفرد "المحيطة المركزية" فيها أعلى من غيرها . ومرة أخرى فإن درجة محيطية المراكز للفرد تقدر النسبة المئوية للأفراد في المجموعة التي تبعد عن نقطة التمرکز . فعشلاً إذا كانت درجة محيطية المراكز للمفحوص ٧٥٪ فإن ذلك يعني أن ٧٥٪ من أفراد المجموعة أبعد عن نقطة التمرکز (بصرف النظر عن اتجاه البعد أي بالزيادة أو النقص) من الدرجة المحيطية التي يحددها بروفيل أفراد المجموعة . وعلى ذلك فلو كانت الدرجات المحيطية للمفحوصات ٧٥٪ ، ٧٥٪ ، ١٠٪ بالنسبة لثلاث مجموعات على التوالي فإنه يجب أن يصنف في المجموعة الأولى . وبالطبع يمكن للمفحوص أن تكون درجة محيطية المراكز عنده عالية جداً في عدد من المجموعات أو منخفضة جداً في جميع المجموعات .

تحليل المسار :

يعود الفضل الى عالم الوراثة سيول رايت Sewell Wright في ابتكار أسلوب تحليل المسار Path analysis منذ أكثر من سبعين عاما ، ثم قدمه دنكان Duncan عام ١٩٦٦ الى علم الاجتماع ، وانتقل الى العلوم الانسانية الاخرى ، ومنها علم النفس في السنوات الاخيرة .

وينتمي أسلوب تحليل المسار الى النماذج الاحصائية السببية ومنها نموذج تحليل الانحدار الذي تناولناه فيما سبق . والمسرق الجوهرى ان أسلوب تحليل المسار يعتمد على معاملات بيتا المعيارية كتقديرات للتأثيرات السببية بدلا من الاعتماد على المعاملات الباشية . وبالمطبع فان استخدام معاملات معيارية يتضمن إمكانية المقارنة بين المتغيرات المختلفة . إلا أن ذلك لا يعنى أفضلية تحليل المسار على تحليل الانحدار في جميع الحالات وبالنسبة لجميع البيانات . فالوانع أن أسلوب تحليل المسار أكثر فائدة (باستخدامه لمعاملات بيتا المعيارية) في حالتين على وجه الخصوص .

- (١) حين تكون المقاييس المستخدمة في قياس المتغيرات من النوع الامتباطى او من الشرع غير المألوف .
- (٢) حين يكون هدف البحث المقارنة بين مقادير الأثار التى تنتجها الاسباب المختلفة .

الباب الخامس
تحليل بيانات مقاييس
الرتبة

الفصل التاسع عشر

الاحصاء الرصفي لبيانات مقاييس الرتبة

اشرنا الى أن الطرق الاحصائية التي تطبق على بيانات مقاييس الرتبة تملح للاستخدام مع بيانات المقاييس من مستوى أعلى (أى بيانات النسبة والمسافة) . وفي هذه الحالة يمكن للباحث تحويل البيانات من النوع الاخير الى بيانات رتبة . وفيما يلي طرق هذا التحويل :

(١) البيانات الفردية (بدون تكرار) :

يوضح الجدول (١١٧) بيانات من نوع المسافة . المحولة الى رتب

جدول رقم (١١٧)
بيانات مسافة محولة الى رتبيته

المتاحوس	أ	ب	ج	د	هـ	و	ز	ح	ط	ي	ك	ل	م	ن	س
الدرجة	٤٧	٧١	٥٢	٧٤	٢٥	٥٨	١٣	٨٢	٧٢	٦٥	٦٥	٨٨	٦٠	٥٥	١٣
الرتبة	١١	٤	٩	١٠	٥	١٤	١٤	١	٢	٧	٦	٢	٥	٨	٥١

وفيما يلي خطوات تحويل بيانات المسافة الى رتب :

(١) اعطاء أعلى الدرجات الرتبة (١) والرتبة (٢) الدرجة التي تليها (اقل منها) مباشرة وهكذا .

(٢) اذا حصل فردان او اكثر على نفس الدرجة كما هو الحال في المفحوصين ه ، و - والذين حصلوا على الدرجة ٢٥ ، والمفحوصين ز ، س الذين حصلوا ايضا على درجة واحدة هي ٤١ يعطى لكل منهما متوسط الرتبة التي يجب ان يشغلاها . فمثلا المفروض ان يحتل المفحوصان ز ، س الرتبتين ١٢ ، ١٣ ومتوسطهما ١٢.٥ الذي اصبحت رتبة كل منهما ، وكذلك المفحوصان ه ، و اللذان يحتلان الرتبتين ١٤ ، ١٥ ومتوسطهما ١٤.٥ . وتنطبق هذه القاعدة على اي عدد من الافراد حصلوا على نفس الدرجة . نفرض ان الدرجة ٤١ حصل عليها ثلاثة افراد ، ان رتبهم المتتالية في هذه الحالة تصبح ١٢ ، ١٣ ، ١٤ ومتوسطها ١٣ الذي يعطى في هذه الحالة رتبة تعطى للمفحوصين الثلاثة ، وهكذا . لاحظ انه في الاحصاء لا يوجد ما يسمى " الترتيب المكرر " كأن يقال في مثالنا ان المفحوص (ز) ترتيبه الثاني مشروا المفحوص (و) ترتيبه الثاني مشر مكرر كما هو شائع في الممارسات التربوية الحالية .

(ب) البيانات التكرارية (التوزيع التكراري التراكمي) :

أشرنا في حديثنا عن التوزيع التكراري لبيانات النسبية والمسافة الى مفهوم التكرار ، وحين تناولنا هذا المفهوم في السياق السابق عرضت التكرارات على انها تنتمي الى درجة معينة او مدى معين من الدرجات (فئة من الدرجات) . الا ان هذا المفهوم لا يصلح للاستخدام مع بيانات الرتبة ، ويحتاج الامر الى ادخال بعض التعديل عليه ليصبح دالا على عدد الافراد (او التكرارات) التي يعمل الر نقطة معينة في المقياس ولا يتجاوزها . ويطلق على هذا

النوع الجديد من التكرار تسمية خاصة هو التكرار المتجمع أو التراكمي Commulative Frequency . ويوجد نوعان من التكرار المتجمع هما التكرار المتجمع العائد والتكرار المتجمع الهابط . ويقعد بالتكرار المتجمع العائد أو التماضي لاي درجة أو فئة من الدرجات عدد الحالات التي حصلت على هذه الدرجة أو وقعت في تلك الفئة مضافا اليه جميع الحالات الاخرى التي حصلت على درجات اقل او وضعت في فئات ادنى من ذلك في المقياس نفسه ، وحينئذ تصبح الدرجة أو الفئة مستوى لا يتجاوزه عدد معين من الحالات .

اما التكرار المتجمع الهابط أو التنازلي لاي درجة أو فئة من الدرجات فيدل على عدد الحالات التي حصلت على هذه الدرجة أو وقعت في تلك الفئة مضافا اليه جميع الحالات الاخرى التي حصلت على درجات أكبر او وضعت في فئات أعلى من ذلك في المقياس ، وحينئذ تصبح الدرجة أو الفئة مستوى يتجاوزه بالفعل عدد معين من الحالات . ويمكن الحصول على التكرار المتجمع بنوعيه من التكرار العادي من طريق الجمع التتابعي ، ويوضح الجدول (١١٨) طريقة حساب التوزيع التكراري المتجمع التماضي والتنازلي لدرجات غير معنفة السنين فئات ، كما يوضح الجدول (١١٩) طريقة الحساب نفسها لدرجات معنفة الى فئات .

جدول رقم (١١٨)

التوزيع التكراري المتجمع التماضي والتنازلي لبيانات
مسافة غير معنفة الى فئات

الدرجات	التكرار	التكرار المتجمع التماضي	التكرار المتجمع التنازلي
٣٠	٤	٤	٥٠
٣١	١	٥	٤٦
٣٢	٧	١٢	٤٥
٣٣	٨	٢٠	٣٨
٣٤	١٠	٣٠	٣٠
٣٥	٥	٣٥	٢٠
٣٦	٣	٣٨	١٥
٣٧	٥	٤٣	١٢
٣٨	٤	٤٧	٧
٣٩	٣	٥٠	٣

ن = ٥٠

جدول رقم (١١٩)

التوزيع التكراري المتجمع التماضي والتنازلي لبيانات مسافة
معنفة الى فئات

فئات الدرجات	التكرار	التكرار المتجمع التماضي	التكرار المتجمع التنازلي
٠ - ٤	٤	٤	٢٨
٥ - ٩	١	٥	٢٤
١٠ - ١٤	١	٦	٢٣
١٥ - ١٩	١٠	١٦	٢٢
٢٠ - ٢٤	٣	١٩	١٢
٢٥ - ٢٩	٥	٢٤	٩
٣٠ - ٣٤	٣	٢٧	٤
٣٥ - ٣٩	٠	٢٧	١
٤٠ - ٤٤	١	٢٨	١

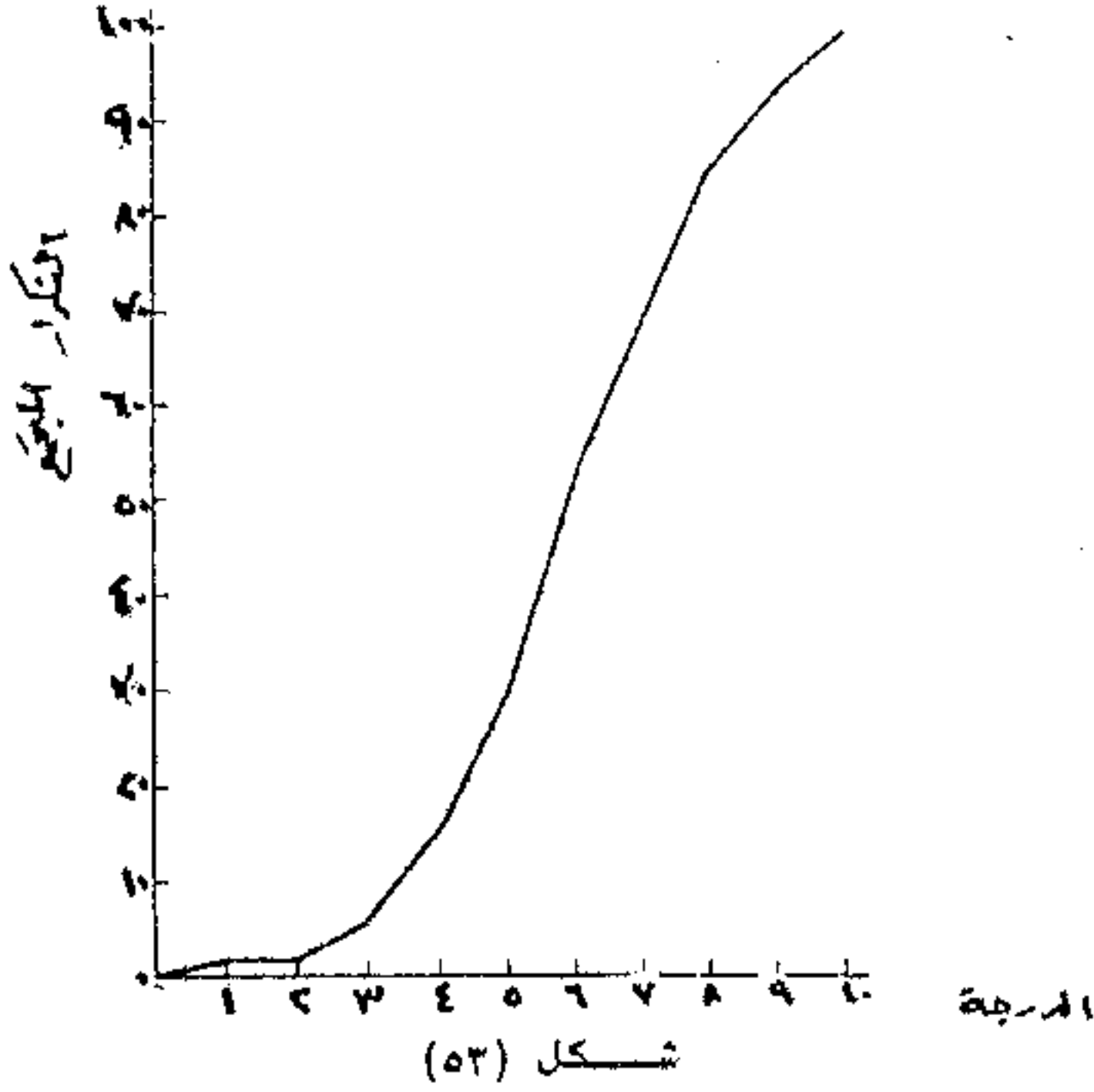
والسؤال الآن هو : إذا كان من السهل علينا في الجدول رقم (١١٨) والذي يتناول التكرار المتجمع للدرجات غير المصنفة الفئات . أن نقول أن ٢٠ مفحوصا حملوا على الدرجة ٢٣ فأقل ، وأن ١٥ مفحوصا حملوا على الدرجة ١٦ فأعلى ، فكيف يمكن التعبير عن هذا المعنى نفسه للجدول رقم (١١٩) والذي يتناول التكرار المتجمع للدرجات المصنفة الى فئات ؟ .

يفيدنا في هذه الحالة مفهوم الحدود الحقيقية للفئات فقد سبق ان اشرنا ان لكل فئة حدين أحدهما يسمى الحد الأدنى الحقيقي وشأنيهما يسمى الحد الأعلى الحقيقي ، وكل منهما يفيد في فهم معنى مفهوم التكرار المتجمع ، فحين تعتبر فئة معينة مستـوى لا يتجاوزه عدد معين من الحالات في حالة التكرار المتجمع التصادى فان ذلك يعنى ان الحد الأعلى الحقيقي هو المستوى الذى يحدد نقطة عدم التجاوز في هذا النوع من التكرار ، وحينئذ نقول في مثالنا السابق ان هناك ١٩ مفحوصا حملوا على درجات اقل من ٢٤ وهو الحد الأعلى الحقيقي للفئة (٢٠ - ٢٤) التى لا يتجاوزه هؤلاء المفحوصون في التوزيع المتجمع التصاعدي .

اما في حالة التكرار المتجمع التنازلى فان نقطة التجاوز في هذه الحالة تصبح الحد الأدنى الحقيقي وحينئذ نقول ان ٢٢ مفحوصا حملوا على درجات اعلى من الدرجة ١٤ وهى الحد الأدنى الحقيقي للفئة (١٥ - ١٩) التى يتجاوزها الافراد الى التكرارات الاعلى .

التمثيل البياني للتوزيع التكرارى المتجمع :

يمكن تمثيل التوزيع التكرارى المتجمع بيانيا لابرار اتجاه العلاقة بين التكرارات والدرجات ويوضح الشكل (٥٣) التمثيل البياني لبيانات موزعة توزيعا متجمعا .



التمثيل البياني للتوزيع التكراري المتجمع

مقياس النزعة المركزية للبيانات الرتبية

(الوسيط) median

الوسيط هو النقطة التي تقسم مجموعة من الحالات المرتبة ترتيباً تنازلياً أو تصاعدياً (كما بينا) إلى قسمين متساويين، بحيث يكون عدد الحالات التي تقع أدنى من هذه النقطة يساوي عدد الحالات التي تقع أعلاها .

مثال :

لنفرض ان لدينا ٧ افراد كان ترتيبهم في مقياس لتقدير الاجتماعية كما يلي :

المفحوص أ ب ج د هـ و ز
الرتبة الثالث الخامس الاول السابع الثاني الرابع السادس

فان الخطوة الاولى ترتيب هذه الرتب على النحو الاتي :

المفحوص ج هـ أ ج ب ز د
الرتبة لفظيا الاول الثاني الثالث الرابع الخامس السادس السابع
الرتبة عدديا بالمعنى ١ ٢ ٣ ٤ ٥ ٦ ٧
الشائع
الرتبة عدديا بالمعنى ٧ ٦ ٥ ٤ ٣ ٢ ١
الكمي

لعلك لاحظت أن الشخص (ج) يقع في منزلة الوسيط ، فموضعه في
الرتبة الرابعة حيث يقل عنه في الترتيب ثلاثة مفحوصين هـ ———
ب ، ز ، د ويتفوق عليه ثلاثة آخرون هم أ ، هـ ، ج ، ومعنى ذلك
أن الرتبة الرابعة هي نقطة التوسط في هذه الحالة .

وبالطبع فان المسألة كانت يسيرة في المثال السابق حيث ان
عدد المفحوصين فردي ، ولكن لنفرض ان عددهم كان زوجيا على
النحو الاتي :

أ ب ج د هـ و
الثالث الخامس الاول الثاني الرابع السادس

وبترتيبهم نحصل على ما يأتي :

المفحوص ج د أ هـ ب و
الترتيب لفظيا الاول الثاني الثالث الرابع الخامس السادس
الترتيب عدديا بالمعنى ١ ٢ ٣ ٤ ٥ ٦
الشائع
الرتبة عدديا بالمعنى ٦ ٥ ٤ ٣ ٢ ١
الكمي

ان الوسيط في هذه الحالة يقع في منزلة بين الترتيبين الثالث والرابع (اي الرتبة ٣ ، ٤) . ولحسابه في هذه الحالة نحصل على متوسط الرتبتين ويساوي ٣ الذي يعد نقطة التوسط. وكما نرى مرة اخرى فإن عدد الافراد الذين يقعون في هذا المثال اقل من نقطة ٣ يساوي عدد الافراد الذين يقعون اعلى منها .

حساب الوسيط لبيانات النسبة والمصالة :

(١) وسيط القيم التكرارية غير الممكنة الى فئات :

يوضح الجدول (١٢٠) بيانات حمل عليها أحد الباحثين لعينة مؤلفة من ٢٤ مفحوصا .

جدول رقم (١٢٠)

حساب الوسيط لقيم تكرارية غير ممكنة الى فئات

الدرجة (س)	التكرار (ك)	التكرار المتجمع التصاعدي ك ج
١	١	١
٢	١	٢
٣	٢	٤
٤	٠	٤
٥	٢	٦
٦	٣	٩
٧	٠	٩
٨	١	١٠
٩	٢	١٢
١٠	٣	١٥
١١	٥	٢٠
١٢	٣	٢٣
١٣	١	٢٤
١٤	١	٢٥
١٥	٢	٢٧
١٦	١	٢٨
١٧	٢	٣٠
١٨	٢	٣٢
١٩	٠	٣٢
٢٠	١	٣٣
٢١	٠	٣٣
٢٢	١	٣٤

٢٤ = ن

ولحساب الوسيط من بيانات الجدول السابق تستخدم الخطوات الآتية :

- (١) الحصول على التكرار المتجمع التماعدي .
- (٢) تحديد رتبة الوسيط بالمعادلة $\frac{n}{2}$ وهي في مثالنا $\frac{34}{2} = 17$ ومعنى ذلك ان ١٧ حالة من التكرار السابق يجب ان تقع أدنى من نقطة الوسيط ، ١٧ حالة أخرى يجب ان تقع أعلاه .
- (٣) تحديد الدرجة التي يقع الوسيط فيها او اعلى او ادنى منها والتي يحددها التكرار المتجمع التماعدي وهي في هذه الحالة الدرجة ١١ التي يقابلها التكرار المتجمع الماعد ٢٠، ومعنى ذلك ان الحالة التي تقع في النقطة بين الرتبة السابعة عشرة والثامنة عشرة (لان مجموع التكرارات زوجي) موضعها عند الدرجة ١١ (لماذا لم يقع اختيارنا على الدرجة ١٠ او الدرجة ١٢ ؟) .
- (٤) الا ان الدرجة ١١ لا يمكن ان تعد نقطة التوسط المنشودة بسبب وجود حالات جعلت عليها (التكرار الاعلى للدرجة ١١ هو ه كما هو مبين في الجدول السابق) ، ولذلك لابد ان تكون نقطة التوسط هذه قيمة موزونة من هذا التكرار الاعلى تمثل امتدادها في هذه الدرجة (اي الدرجة ١١) مبتدئين بالحد الادنى الحقيقي لهذه الدرجة (اي ١٠٥) بافتراض ان الدرجات هي قيم متصلة .
- (٥) الوسيط = الحد الادنى الحقيقي للدرجة +

$$\left(\frac{\text{رتبة الوسيط} - \text{التكرار المتجمع الصاعد للدرجة الوسيطة}}{\text{التكرار المقابل للدرجة الوسيطة}} \right)$$

وبلغة الرمز تصبح :

$$و = ل + \frac{\frac{ن}{٢} - ك}{ك} ج$$

وبالتعويض في المثال السابق :

$$و = ١٠٥ + \left(\frac{١٥ - ١٧}{٥} \right) ج$$

$$١٠٩ = ١٠٥ + ٤ ج$$

وهكذا تصبح الدرجة ١٠٩ نقطة المتوسط التي عندها يتساوى عدد الحالات التي تقع أدنى منها (١٧ حالة) وعدد الحالات التي تقع أعلى منها (١٧ حالة أيضا) .

(٢) وسيط القيم التكرارية المصنفة الى فئات :

يوضح جدول (١٢١) بيانات جدول (١٢٠) مصنفة الى فئات

جدول رقم (١٢١)

حساب الوسيط لقيم تكرارية مصنفة الى فئات

فئات الدرجات	التكرار (ك)	التكرار المتجمع الماعداك ج
١ - ٣	٤	٤
٤ - ٦	٥	٩
٧ - ٩	٣	١٢
١٠ - ١٢	١١	٢٣
١٣ - ١٥	٤	٢٧
١٦ - ١٨	٥	٣٢
١٩ - ٢١	١	٣٣
٢٢ - ٢٤	١	٣٤
ن = ٣٤		

ولحساب الوسيط نلجأ الى نفس الخطوات السابقة :

$$(1) \text{ رتبة الوسيط} = \frac{N}{2} = \frac{34}{2} = 17$$

(2) تحديد فئة الوسيط وهي هنا الفئة ١٠ - ١٢ حيث تكرارها ٢٣ المتجمع ٢٣ بينما الفئة السابقة (٧ - ٩) تكرارها ٩ المتجمع ١٢ وبالتالي لا يمكن للرتبة ١٧ ان تقع في الفئة الأخيرة .

(3) تحديد الحد الأدنى الحقيقي لفئة الوسيط ، وهو في مثالنا ٩

(4) حساب الوسيط بالمعادلة السابقة بعد تعديلها لتتضمن مفهوم فئة الوسيط (ف) وهو لم يكن واردا في المعادلة السابقة حيث كانت الدرجات فردية :

$$و = ل + \left(\frac{\frac{N}{2} - \sum_{j=1}^L f_j}{f_{L+1}} \right) ف$$

$$و = ٩ + \left(\frac{17 - 12}{11} \right) \times 3$$

$$و = ٩ + \left(3 \times \frac{5}{11} \right) + \frac{15}{11}$$

$$= ٩ + ١.٣٦ = ١٠.٣٦ \text{ أي } ١٠.٩ \text{ تقريبا .}$$

خصائص الوسيط :

(1) مجموع الانحرافات المطلقة من الوسيط أصغر من مجموع هذه الانحرافات عن المتوسط . (فؤاد البهي السيد ١٩٧٩) .

(2) الحساسية للدرجات الوسطى : من أهم خصائص الوسيط انه لا يتأثر بالدرجات المتطرفة (كما هو الحال في المتوسط الحسابي) ولكنه أكثر حساسية للدرجات الوسطى في التوزيع

التكرارى (وهو بذلك يكون نقيض المتوسط الذى يكون تأثره بالدرجات المتطرفة اكثر من الدرجات الوسطى) . ولهذا يعلج الوسيط لقياس النزعة المركزية أكثر من المتوسط (لبيانات المسافة والنسبة) عندما تكون أطراف التوزيع غير متساوية (كأن يكون التوزيع ملتويا التواء موجبا او سالبا) . وهو لذلك أفضل مقياس إحصائى لبعض البيانات الاجتماعية مثل الدخل الفردى .

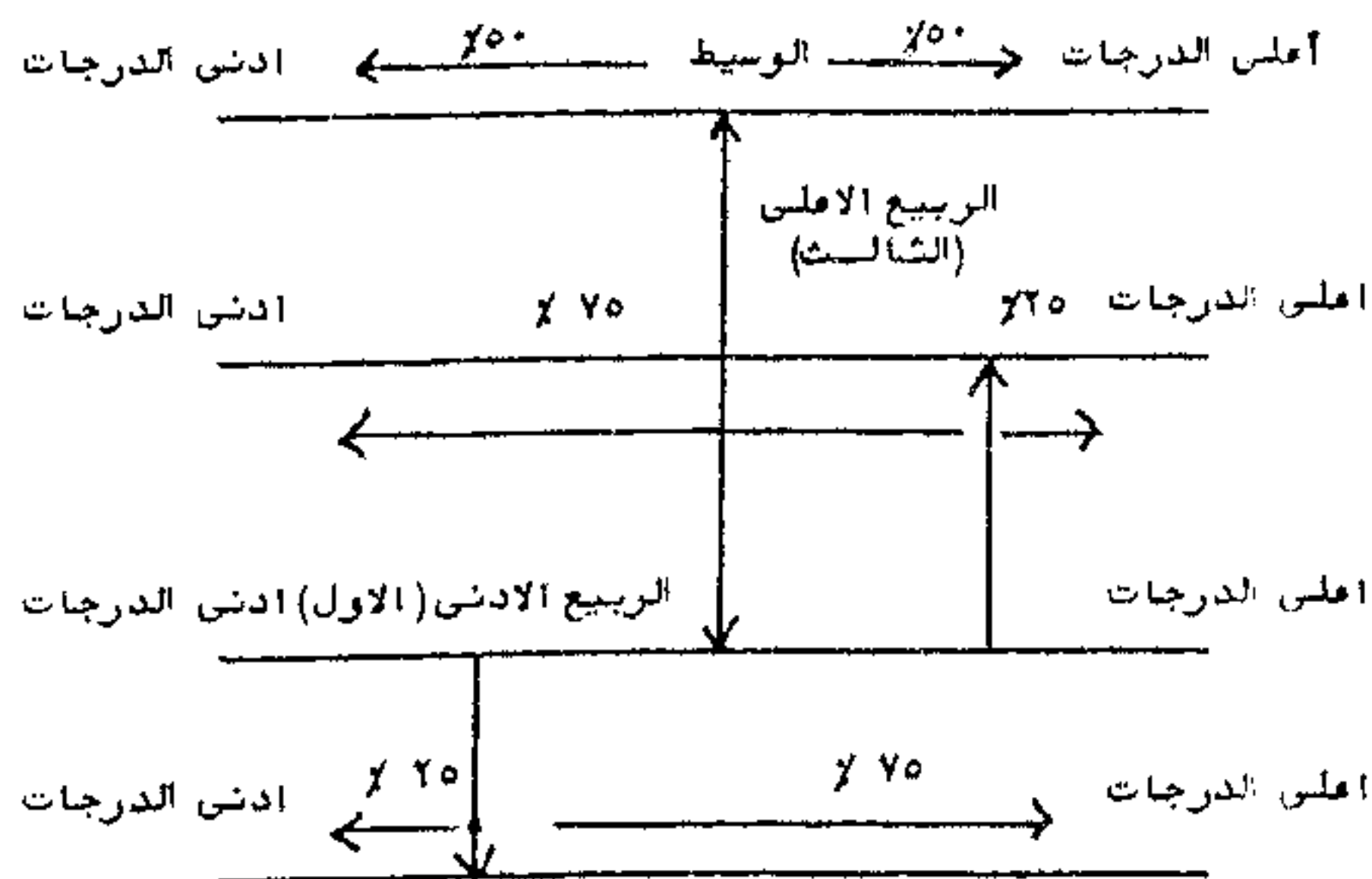
(٢) عدم الحساسية للدرجات غير الموجودة : من الخصائص المرغوبة للوسيط أيضا انه يمكن حسابه حتى ولو كانت بعض الدرجات المتطرفة غير موجودة . لنفرض اننا سألنا ٨ مفحوصين ذكر أعمارهم لحملنا البيانات ستة منهم أعمارهم كالآتى : ٢٢ ، ٢٦ ، ٢٥ ، ٢٠ ، ٢٩ ، ٢٨ ، وذكر إثنان منهم ان عمريهما أعلى من ٣٠ سنة . فهل يمكننا حساب الوسيط فى هذه الحالة للحالات الثمانية ؟ . الاجابة نعم لان المفحوصين الذين لم يعطيا عمريهما الحقيقيين كانا من الكبر بحيث ان درجتيهما تولف أعلى درجات عمرية فى المجموعة ، وبالتالي فـ إثنان عمريهما سوف يقعان أعلى من الوسيط وبالتالي يمكن ترتيب الافراد على النحو الآتى : ٢٠ ، ٢٢ ، ٢٥ ، ٢٦ ، ٢٨ ، ٢٩ ، ٣٠ ، ٣٠ . وحيث ان وسيط العمر هو النقطة التى تقسم الافراد الى مجموعتين متساويتين فان الوسيط فى هذه الحالة سوف يقع فى منتصف المسافة بين العمرين ٢٦ ، ٢٨ ومتوسطهما ٢٧ وحيث يصبح وسيط العمر فى هذه الحالة ٢٧ .

مقياس التشتت للبيانات الرتبية

لعلك لاحظت أن الوسيط هو نقطة واحدة تقسم التكرار الكلي إلى مجموع الأفراد أو الحالات إلى نصفين ، ويمكن لهذه الفكرة أن تمتد منطقياً إلى تقسيم التكرار إلى أي عدد من الأقسام ، فمثلاً يمكن أن ينقسم إلى أربعة أقسام باستخدام ثلاث نقاط تسمى في هذه الحالة الربيعيات (أو الأرباعيات) ، أو إلى عشرة أقسام باستخدام سبع نقاط تسمى العشرييات (أو الأعشاريات) ، أو مائة قسم باستخدام ٩٩ نقطة تسمى المئيينيات .

ولحساب التشتت للبيانات الرتبية تعتمد على مفهوم الربيعيات أساساً ، وهو كما قلنا يمثل ثلاث نقاط تقسم التكرار أو عدد الحالات إلى أربعة أقسام متساوية ، وهذه الربيعيات هي :

- (١) الربيع الأول أو الأدنى : وهو النقطة التي تميز بين ربع الحالات المتخلفة في المقياس والتي تقع فيه بنسبة ٢٥ ٪ من مجموع الحالات ، والثلاثة أرباع الأخرى (٧٥ ٪) التي تقع أعلاها . وهذه النقطة لا يتعداها بالطبع الربع المتخلف في التوزيع .
- (٢) الربيع الثاني أو الأوسط : وهو النقطة التي تميز بين نصف الحالات الذين يقعون أدناها ونصفهم الآخر الذين يقعون أعلاها (وهو يساوي الوسيط) .
- (٣) الربيع الثالث أو الأعلى : وهو النقطة التي تميز بين ثلاثة أرباع التكرار التي تقع أدناها (أي ٧٥ ٪ التي يتجاوزها الربع المتفوق) والربع المتفوق (٢٥ ٪) الذي يقع أعلاها . ويوضح الشكل رقم (٥٤) العلاقة بين الربيعيات الثلاثة .
- (٤) حساب نصف المدى بين الربيع الأعلى والربع الأدنى كمقياس للتشتت والذي يسمى نصف المدى الربيعي
Semi- interquartile range



شكل رقم (٥٤)

العلاقة بين الربيعيات الثلاثية

ولا يختلف حساب الربيع عن حساب الوسيط ، إلا في نقطة البداية وعلى هذا يمكن حساب الربيع الأدنى أو الأول من جدول (١٢١) كما يلي:

- (١) تحديد رتبة الربيع الأول بقسمة المجموع الكلي للتكرار على (٤) وضربها في (١) أي أن :

$$\text{رتبة الربيع الأول أو الأدنى} = \frac{1 \times 24}{4} = 6$$

وسم ربع الأفراد الذين يفترض فيهم أن تقع درجاتهم الأدنى من نقطة الربيع الأول أو الأدنى ، أما الأرباع الثلاثة الأخرى فنقع درجاتهم أعلى منها .

- (٢) دراسة التكرارات المتجمعة المساعدة لتحديد الفئة التي تقع فيها نقطة الربيع الأول وهي في هذه الحالة الفئة (٤ - ٦) .

(٣) تطبيق المعادلة التالية التي لا تختلف في صيغتها من معادلة حساب الوسيط .

$$\text{الربيع الاول} = \text{الحد الأدنى الحقيقي لفئة الربيع الاول} + \left(\frac{\text{رتبة الربيع الاول} - \text{التكرار المتجمع المعاد لفئته}}{\text{تكرار فئة الربيع الاول}} \right) \times (\text{الحد الأعلى} - \text{الحد الأدنى})$$

$$= 25 + \left(\frac{3 - 0}{5} \right) \times (40 - 25) = 25 + 30 = 55$$

$$= 55 + 27 = 82$$

أما الربيع الثاني فتحدد رتبته على النحو التالي بافتراض $N =$ المجموع الكلي للتكرار .

$$\text{رتبة الربيع الثاني أو الأوسط} = \frac{N}{2} = \frac{2 \times N}{4}$$

وهم نصف الأفراد الذين يفترض فيهم أن تقع درجاتهم أدنى من نقطة الربيع الثاني أو الوسيط ، وبالعكس فإن النصف الثاني تقع درجاتهم أعلى منها .

ومعنى ذلك أن الربيع الثاني هو الوسيط وسبق لنا حسابه .

أما الربيع الثالث أو الأعلى فيحدد من بيانات جدول رقم (١٢١) كما يلي :

$$(١) \text{ رتبة الربيع الثالث أو الأعلى} = \frac{N}{4} = \frac{3 \times 24}{4} = 18$$

وهم ثلاثة أرباع الأفراد الذين يفترض فيهم أن تقع درجاتهم أدنى من نقطة الربيع الثالث أو الأعلى . أما الربيع الباقي فتقع درجاتهم أعلى منها .

(٢) الفئة التي يقع فيها الربيع الثالث هي (١٢ - ١٥) .

$$(٢) \text{ الربيع الثالث} = ١٢٥ + ٣ \times \left(\frac{٢٥ - ٢٣}{٤} \right)$$

$$= ١٢٥ + \left(\frac{٣ \times ٢}{٤} \right)$$

$$= ١٢٥ + \frac{٤٥}{٤} = ١٢٥ + ١١٢٥ = ١٣٦٢٥$$

ولحساب نصف المدى الربيعي كمقياس احصائي لتشتت البيانات الرتبية نستخدم على نصف الفرق بين الربيعيين الاول والثالث وهو ما يسمى نصف المدى الربيعي .

$$\text{نصف المدى الربيعي} = \frac{\text{الربيع الثالث} - \text{الربيع الاول}}{٢}$$

$$= \frac{١٣٦٢٥ - ٦٢٠٠}{٢} = \frac{٧٤٢٥}{٢} = ٣٧١٢٥$$

ويمثل نصف المدى الربيعي النقطة التي تقسم مدى الحالات المتوسطة الى نمثلها نسبة ٥٠ : ٥٠ (اي الوسيط) الى نصفين . وهو هنا المدى الذي يقع بين الربيع الاعلى والربيع الادنى . وهو بهذا المعنى يدل على مدى التفاوت حول الربيع الاوسط كمقياس للنزعة المركزية ، شأنه في ذلك شأن الانحراف المعياري في تعبيره عن مدى التقارب حول المتوسط كمقياس للنزعة المركزية لبيانات النسبة والمسافة . ولذلك يستخدم في المقارنة في ضوء مقداره المطلق . فكلما زاد نصف المدى الربيعي دل على تشتت كبير ، واذا قل دل على تشتت ضئيل .

ويمكن للباحث النفس والتربوي ان يستفيد من المسافات النسبية بين الوسيط وكل من الربيع الاول والربيع الثالث في الحكم على التوزيع . فاذا كان التوزيع اعتداليا فان هاتين المسافتين تكونان متساويتين ، أما اذا كان التوزيع ملتويا بأية صورة فان المسافتين تصبحان غير متساويتين . ويمكن تحديد طبيعة الالتواء كما يلي

- (١) الالتواء الموجب حين يكون الفرق بين الربيع الثالث والوسيط أكبر من الفرق بين الوسيط والربيع الأول .
- (٢) الالتواء السالب حين يكون الفرق بين الربيع الثالث والوسيط أقل من الفرق بين الوسيط والربيع الأول .
- (٣) الالتواء العفري (أي التوزيع الامتدالي) حين يتساوى الفرق بين الربيع الثالث والوسيط من ناحية والفرق بين الوسيط والربيع الأول من ناحية أخرى .

تقسيم التكرار إلى أي عدد من الأقسام المتساوية (العشرييات والمئينيات) :

لا يتجاوز نصف المدى الربيعي استخدامه المباشر في المقارنة المبدئية إلا أنه لا يملح للتقسيم إلى مسافات أو وحدات كما هو الحال في الانحراف المعياري . ولذلك فإن الباحث المستخدم للبيانات الرتبة عليه أن يقسم التكرار مباشرة إلى ما يشاء من وحدات إذا تطلب الأمر منه ذلك . فكما أشرنا يمتد منطق تقسيم التوزيع التكراري إلى أي عدد متساو من الأقسام . فإذا كان الوسيط نقطة تقسم عدد الحالات إلى قسمين ، والربيعيات هي ثلاث نقاط تقسم عدد الحالات إلى أربعة أقسام فإننا نستطيع كما بينا أن نمتد بنفس المنطق إلى تقسيم التكرار إلى عشرة أقسام متساوية باستخدام تسعة نقاط ، (وتسمى العشيريات) ^{١٠} أو إلى مائة قسم باستخدام تسع وتسعين نقطة (وتسمى المئينيات) .

ولا يختلف حساب العشيريات أو المئينيات عن حساب كل من الوسيط أو الربيعيات إلا في الخطوات الأولى ، والتي تعمل بتحديد رتبة العشير أو المئين المطلوب . ففي حالة العشيريات تتحدد الرتبة بالقسمة على ١٠ أي $\frac{n}{10}$ ثم الضرب في العشير المطلوب فالعشير الثالث تتحدد رتبته ^{١٠} كما يلي $\frac{n}{10} \times 3$ والعشير التاسع أو الأخير $\frac{n}{10} \times 9$ ويمكن أن نستنتج بسهولة أن العشير الخامس والذي يحسب $\frac{n}{10} \times 5$ هو الوسيط .

وفي حالة المئينيات تتحدد رتبة المئين بالقسمه على ١٠٠ أى $\frac{N}{100}$ بعد الضرب فى المئين المطلوب . فرتبة المئينى الاول وهو ادنى المئينيات يحسب $\frac{N}{100} \times 1$ ، والمئين الثالث والعشرون تتحدد رتبته كالتالى $\frac{N}{100} \times 23$ والمئين التاسع والتسعون $\frac{N}{100} \times 99$. ويمكنك ان تستنتج بسهولة ان المئين العاشر $\frac{N}{100} \times 10$ هو نفسة العشير الاول والمئين العشرين $\frac{N}{100} \times 20$ هو نفسة العشير الثانى ، والمئين الخامس والعشرين $\frac{N}{100} \times 25$ هو نفسة الربيع الادنى او الاول ، والمئين الثلاثين والاربعمائة $\frac{N}{100} \times 30$ والخمسين والستين حتى المئين التسعين هى العشير الثالث والعشير الرابع والخامس والسادس حتى العشير التاسع .

أما المئينى الخمسون $\frac{N}{100} \times 50$ فهو الوسيط وهو ايضا العشير الخامس ، والمئينى الخامس والسبعون $\frac{N}{100} \times 75$ هو الربيع الثالث او الاعلى .

مثال (١) احسب العشير الثالث لبيانات جدول (١٢١)

$$(1) \text{ رتبة العشير الثالث} = \frac{N}{100} \times 3 = 3 \times \frac{24}{100} = 0.72 = 10.72$$

وهو بذلك يقع فى الفئة (٩ - ٧)

$$(2) \text{ العشير الثالث} = 90 + 3 \times \left(\frac{9 - 10.72}{3} \right) = 77.2$$

مثال (٢) احسب المئين الـ ٦٥ لبيانات جدول (١٢١)

$$(1) \text{ رتبة المئين الـ ٦٥} = \frac{N}{100} \times 65 = 65 \times \frac{24}{100} = 15.6 = 22.61$$

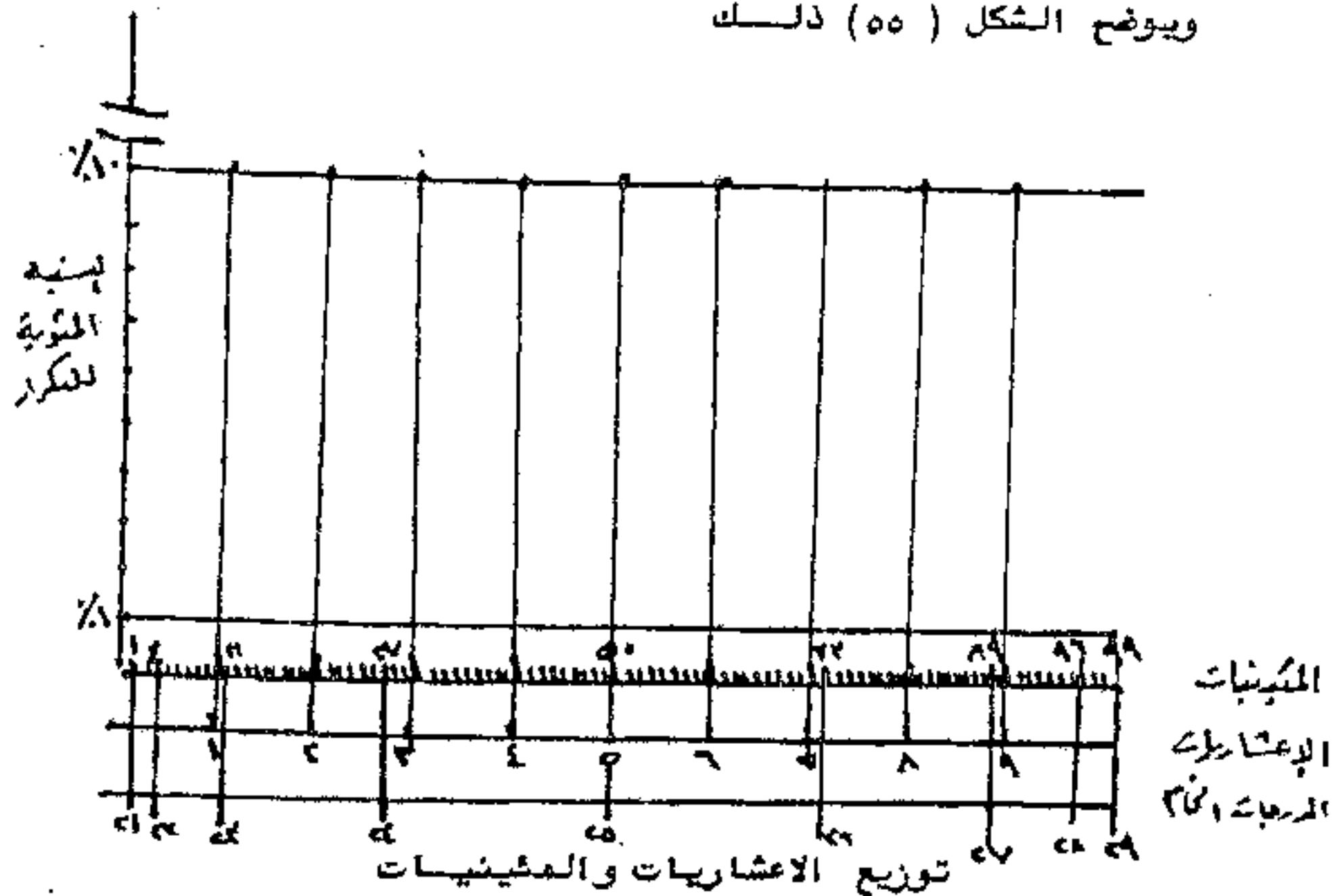
وهو بذلك يقع فى الفئة (١٢ - ١٠)

$$(2) \text{ المئين الـ ٦٥} = 90 + 3 \times \left(\frac{12 - 22.61}{11} \right) = 25.25 = 25.25 + 90 = 115.25$$

وتستخدم العشيرات والمئينيات فى المقاييس والاختبارات النفسية كـمعايير ، الا اننا يجب ان تنبه الى انها من نوع معايرى الرتبة ،

ولذلك لا يجوز مطلقا ان تستخدم معها العمليات الحسابية التي تستخدمها مع الدرجات المعيارية باعتبارها معايير المسافة والنسبة . والطبيعة الرتبية للعشيرات والمئينيات تنتج أساسا من انها تركز على تقسيم عدد الحالات او مجموع التكرارات الى اقسام متساوية . ولذلك فانه يصرف النظر عن شكل توزيع الدرجات في المقياس فان توزيع العشيرات والمئينيات يتخذ دائما شكل التوزيع المستطيل . ومعنى ذلك انه يوجد دائما ١٠٪ (في حالة العشيرات) او ١٪ (في حالة المئينيات) من الحالات او الأفراد بين كل عشير وآخر في الحالة الاولى ، او كل مئين وآخر في الحالة الثانية . فاذا كان المجموع الكلي للأفراد مثلا ٣٠٠ مفحوص فان عدد الافراد الذين يقعون في كل قسم من الاقسام العشرة (في حالة العشيرات) هو ٣٠ فردا ، وفي كل قسم من الاقسام المائة (في حالة المئينيات) هو ٣ افراد .

ويوضح الشكل (٥٥) ذلك

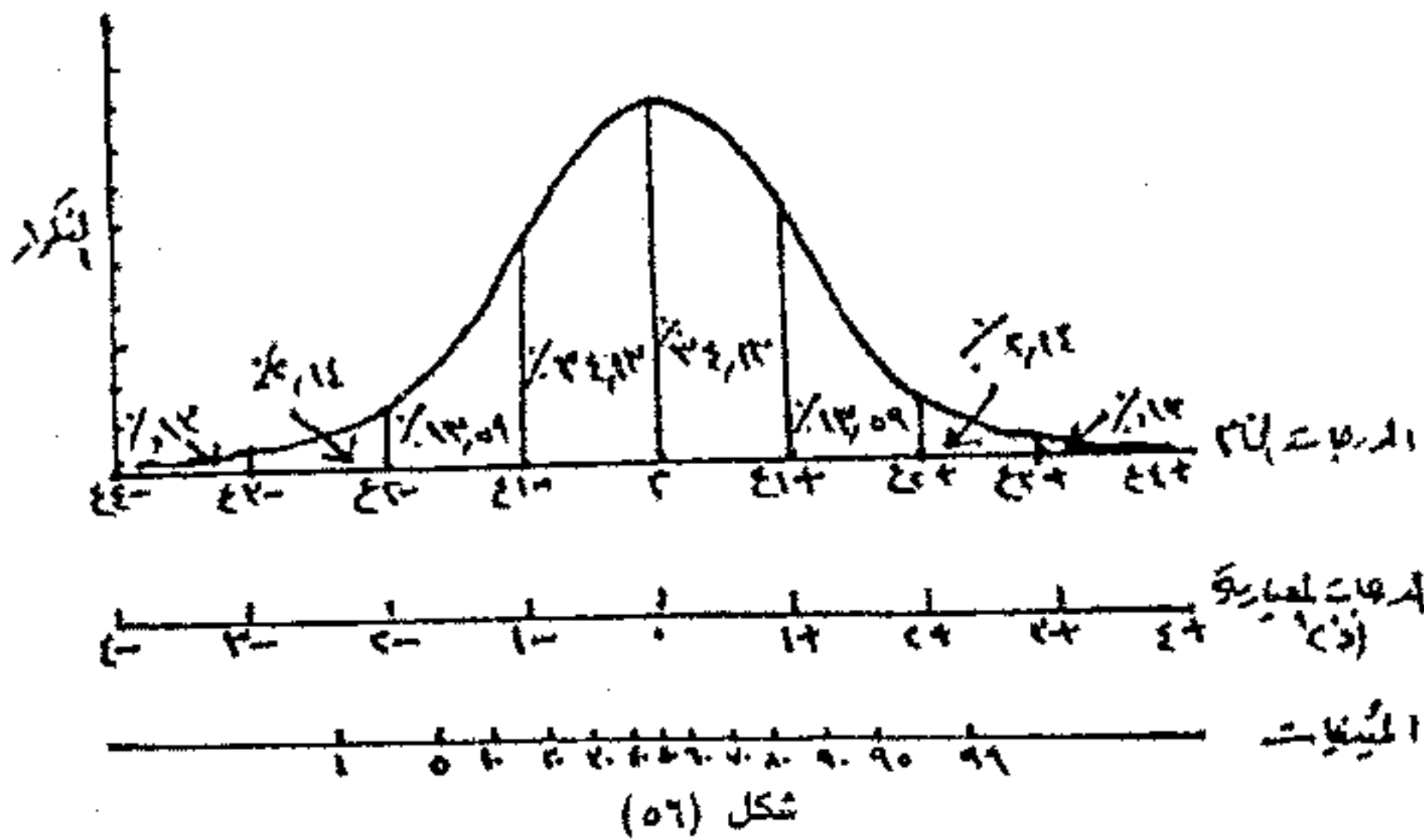


شكل ٥٥

و لأن معظم التوزيعات التي نتعامل معها تقترب من التوزيع
الاعتدالي أكثر من التوزيع المستطيل فإن المسافات بين المئينيات
ستكون مختلفة عن المسافات بين الدرجات الخام .

والتغير من توزيع اعتدالي أو قريب من الاعتدالية السلي
توزيع مستطيل يؤدي الى موقف تكون فيه الفروق بين المئينيات عند
نهاية التوزيع تمثل مسافة أوسع على المحور الافقى *abscissa*
كما تفتقر فروقا أكثر في المفهوم موضوع القياس اذا قورنت بالفروق
بين المئينيات في منتصف التوزيع، وذلك لأن معظم البيانات موزعة
اعتداليا ويوجد عدد قليل من الافراد عند طرفي التوزيع، كما يجعل
من الضروري تناول مسافات بعيدة في المحور الافقى لتوفير نفس
العدد المطلوب بالقرب من مركز التوزيع حيث يوجد عدد اكبر من
الحالات .

ويوضح الشكل (٥٦) مجموعة من الدرجات الخام موزعة توزيعاً
اعتدالياً مع ما يكافئها من مئينيات . وكما هو واضح من تغيير
الدرجة الخام من ٢٨ الى ٢٩ يمثل زيادة في الدرجة المئينية ٤ .
بينما التغير في الدرجات الخام من ٢٥ الى ٢٦ يمثل تغيراً في
المئينيات مقداره ٢٣



المئينيات للدرجات الخام في توزيع اعتدالي

وعملية حساب المئينيات تتضمن تحويلًا غير خطي للدرجات على نحو يؤثر في التفسير في خصائص المقياس بالنسبة للتوزيع الأصلي . ولهذا السبب لا بد من ممارسة الحيلة والحذر في تفسير المئينيات . إنها يقصد بها أنها وسيلة لتحويل المعلومات إلى الرتبة النسبية للفرد في مجموعة ولا يجب استخدامها في أي حساب إضافي .

ويجب أيضًا أن يحذر الباحثون في استخدام المئينيات كمتغيرات في التحليل الإحصائي الذي يتضمن بيانات المسافة أو النسبية لأن التحويل غير الخطي يؤدي إلى تشوهات في النتائج .

قياس العلاقة بين البيانات الرتبية

(١) معامل ارتباط الرتب السبيرمان :

يستخدم في القياس الإحصائي العلاقة بين متغيرين من طبيعة رتبية معامل ارتباط الرتب Rank Order Correlation الذي ابتكره عالم النفس الإنجليزي " تشارلز سبيرمان " والذي يرمز له بالحرف اليوناني ρ والذي يسمى ρ .

ويعتمد هذا المعامل على حساب عدم الانتظام $disarray$ في ترتيب المفحوصين في المتغيرين ، لأنه لو كانت الرتب منتظمة تمامًا في اتجاه واحد بحيث يكون المفحوص ذو الترتيب الأول في المتغير (س) هو نفسه كذلك في المتغير (ص) وكذلك المفحوص ذو الترتيب الثاني والثالث وهكذا حتى الترتيب الأخير ، فإن العلاقة في هذه الحالة تصبح (١ +) أي علاقة موجبة كاملة كما يوضح ذلك المثال الآتي :

المفحوصون	أ	ب	ج	د	هـ
الترتيب في (س)	١	٢	٣	٤	٥
الترتيب في (ص)	١	٢	٣	٤	٥

الا ان ما يحدث بالفعل ان تكون الرتب مختلفة عن هذا الانتظام الكامل للترتيب الطبيعي ، بل ان الترتيب لديته في اتجاهين متضادين ، كما هو الحال في العلاقة العكسية او السالبة . فكيف نقيس عدم الانتظام في هذه الحالة ؟

ان المقياس الشائع لعدم الانتظام هو مجموع مربعات فروق الرتب المتناظرة . وقد لجأنا إلى مربعات الفروق لان مجموع الفروق ذاتها لا بد ان يكون صفرا ، وهي حالة سبق ان واجهناها في حساب الانحراف المعياري .

وسوف نرمز لمربع فروق الرتب بالرمز (ق^٢) .
تأمل المثال الاتي :

المفحوصون	أ	ب	ج	د	هـ
الترتيب في (س)	١	٢	٣	٤	٥
الترتيب في (ص)	١	٤	٢	٥	٣
ق	٠	٢-	٠	١-	٢+
ق ^٢	٠	٤	٠	١	٩
مجم ق ^٢ = ١٤					

وقد يهمك ان تعرف بعض خصائص الحدود الدنيا والعليا لقياس مجم ق^٢ . فحين يكون ترتيب المفحوصين منتظما تماما في كل من المتغيرين (س) ، (ص) حسب الترتيب الطبيعي كما هو الحال في المثال الاول فان مجم ق^٢ = صفر كحد أدنى . أما إذا كان للترتيب عكسيا تماما أي حين يكون المفحوص الاول في المتغير (س) هو الاخير في المتغير (ص) وهكذا حتى نصل الى ان يكون المفحوص الاخير في المتغير (س) هو

الاول في المتغير (ص) فاننا في هذه الحالة نحصل على الحد الاقصى لقيمة مج ق^٢ (اى مج ق^٢ ع) والتي تحدد بالمعادلة الاتية

$$\text{مج ق}^2 \text{ ع} = \frac{ن (ن - ١)}{٢} \text{ حيث } ن = \text{عدد الافراد او الحالات (عدد الأزواج بالطبع)}$$

ويوضح ذلك المثال (٢)

مثال (٢):

المفحوصون	أ	ب	ج	د	هـ
الترتيب في (س)	١	٢	٣	٤	٥
الترتيب في (ص)	٥	٤	٣	٢	١
ق	٤ -	٢ -	٠	٢ +	٤ +
ق ^٢	١٦	٤	٠	٤	١٦
					ن = ٥
					مج ق ^٢ = ٤٠

وبتطبيق المعادلة السابقة فان:

$$\text{مج ق}^2 \text{ ع} = \frac{٥ (٥ - ١)}{٢} = \frac{١٢٠}{٢} = ٤٠$$

اما اذا كانت الرتب تقع بين هذين الطرفين اى الصفر والحد الاقصى لمربعات الفروق فانها حينئذ لا يحكمها الانتظام بالترتيب السبب الطبيعي او العكس ، وانما يكون الترتيب عشوائيا تماما بالنسبة لاحد المتغيرين (وليكن س) ومنتظما بالنسبة لآخر (اى ص) . فان قيمة مج ق^٢ المتوقعة في هذه الحالة هي ببساطة نصف قيمتها القصوى اى ان مج ق^٢ ع = $\frac{ن (ن - ١)}{٦}$

وبتطبيق هذه المعادلة على مثالنا يكون مج ق^٢ المتوقعة فـ

هذه الحالة كما يلي

$$\text{مج ق}^2 \text{ ع} = \frac{٥ (٥ - ١)}{٦} = ٢٠$$

وقد اعتمد سيرمان على مفهوم (مج ق^٢) لقياس عدم الانتظام في معادلتهم لحساب معامل ارتباط الرتب . وتعتمد هذه المعادلة على ان القيمة (١ +) وهي أقصى معامل ارتباط موجب لا يمكن الوصول اليها الا اذا كانت جميع ازواج الرتب في المتغيريين في نفس الترتيب الطبيعي ، والقيمة (١ -) وهي أقصى معامل ارتباط سالب لا يمكن الوصول اليها أيضا الا اذا كانت جميع ازواج الرتب في المتغيريين في الترتيب العكس . واما القيمة (صفر) وهي الدالة على عدم وجود علاقة بين المتغيريين فلا يمكن الوصول اليها الا اذا كان الترتيب عشوائيا تماما في كل منهما بالنسبة للآخر . وبهذا يمكن الوصول الى المعادلة العامة لحساب معامل ارتباط الرتب في هذه الحالة على النحو الاتي :

$$r_b = 1 - \frac{\sum \text{مج ق}^2}{n}$$

حيث يدل الرمز (ر ب) على معامل ارتباط الرتب ، وتسمى الرموز الاخرى على ما دلت عليه سابقا .

وبالطبع فانه لو كانت الرتب المتزاوجة لها نفس الترتيب الطبيعي تماما فان مج ق^٢ = صفر في هذه الحالة وحينئذ يكون معامل ارتباط الرتب مساويا للواحد الصحيح (١ +) . فاذا كانت الرتب في اتجاهين متضادين فان مج ق^٢ = مج ق^٢ ، وحينئذ يصبح معامل الارتباط = ١ - . اما في حالة استقلال المتغيريين (اي عدم وجود علاقة بينهما ووجود ترتيب عشوائي فيهما فان ٢ مج ق^٢ = مج ق^٢ وحينئذ يصبح معامل الارتباط صفرا .

وباحلال رموز معادلة مج ق^٢ السابقة لحل هذا المقدار في معادلة معامل ارتباط الرتب .

(وهو يساوى $\frac{n(1-n^2)}{2}$ كما بينا) تصبح المعادلة في الصورة الآتية *

$$r_b = 1 - \left[\frac{6 \sum Q^2}{n(n^2-1)} \right]^2$$

وهي الصيغة الشائعة لمعادلة حساب معامل ارتباط الرتب .

* البرهان الرياضى على ذلك يمكن تلخيصه في الحقائق الآتية :

(١) مجموع اى سلسلة متتابعة من الرتب : اى موجب

$$= \frac{n(n+1)}{2} \text{ حيث } n = \text{عدد الأزواج}$$

(٢) مجموع مربعات الرتب = موجب $\frac{n(n^2+1)}{2}$

(٣) متوسط اى مجموعة من الرتب = م = $\frac{n(n+1)}{2n} = \frac{(n+1)}{2}$

(٤) تباین اى مجموعة من الرتب ع = $\frac{n(n^2-1)}{12}$

$$= \frac{n(n^2-1)}{12} = \frac{n(n-1)(n+1)}{12}$$

(٥) مجموع مربعات الفروق بين الرتب = موجب $\frac{n(n^2-1)}{12}$ = موجب (س-ص) $\frac{n(n^2-1)}{12}$

$$= \sum (r_i - m)^2 = \sum r_i^2 - 2m \sum r_i + nm^2$$

(٦) بالربط بين الحقيقتين ٢ ، ٥ السابقتين يصبح مجموع مربعات فروق الرتب لما يلى :

$$\sum (r_i - m)^2 = \sum r_i^2 - 2m \sum r_i + nm^2 = \frac{n(n^2+1)}{2} - 2 \cdot \frac{(n+1)}{2} \cdot \frac{n(n+1)}{2} + n \left(\frac{(n+1)}{2} \right)^2$$

(٧) بالتعويض باستخدام الحقائق الرياضية ٣ ، ٤ ، ٦ السابقة لصياغة معادلة معامل ارتباط الرتب ، ومع قليل من الجبر تصبح المعادلة ما يلى :

$$r_b = 1 - \frac{\frac{6 \sum Q^2}{n(n^2-1)}}{\frac{n(n^2-1)}{12}} = \frac{\sum (r_i - m)^2}{\sum r_i^2 - 2m \sum r_i + nm^2} = \frac{\sum (r_i - m)^2}{\sum r_i^2 - 2m \sum r_i + nm^2}$$

مثال : استخدم احد الباحثين مقياسين لتقدير سمتي الاجتماعية والكفاءة المهنية لدى عينة من العاملين ($n = 10$) فحصل على الرتب الآتية لكل منهم في كل من السمتين .

والمطلوب حساب معامل ارتباط الرتب في هذه الحالة

جدول (١٢٢) حساب معامل ارتباط الرتب

المفحوص	الترتيب في الاجتماعية (س)	الترتيب في الكفاءة المهنية (ص)	ق	ق ^٢
ب	١	٦	- ٥	٢٥
أ	٢	٣	- ١	١
ى	٣	٧	- ٤	١٦
ج	٤	٢	+ ٢	٤
ز	٥	١	+ ٤	١٦
د	٦	٨	- ٢	٤
ح	٧	٤	+ ٣	٩
هـ	٨	٩	+ ١	١
ط	٩	٥	+ ٤	١٦
و	١٠	١٠	٠	٠
ن = ١٠			مجموع = صفر	مجموع ق ^٢ = ٩٢

ويستطبق المعادلة السابقة نحصل على معامل ارتباط الرتب الآتية :

$$r_b = 1 - \frac{92 \times 6}{(100 - 1)10} = 0.442$$

على عمل ارتباط الرتب لسيرمان مع الرتب المتساوية :

كثيرا ما يواجه الباحث في ترتيب المفحوصين ان الحكماء
او المقدرين او الفاحصين يواجهون صعوبة في التمييز بين بعض هؤلاء
المفحوصين بحيث يصعب إعطاؤهم رتبا منفصلة . وتظهر هذه المشكلة
بوضوح حين تتحول لدرجات مقاييس النسبة او المسافة الى رتب ، فقد
يحصل بعض المفحوصين على درجات متساوية . وهذه الظروف يترتب عليها
ما يسمى الرتب اللصيقة tied ranks وفي مثل هذه
الحالة يعطى لكل مفحوص من ذوي المواضع المستاوية او الدرجات
المتساوية (في القياس المسافى) متوسط الرتب المتتالفة التي كان
يجب عليهم الحصول عليها لو كان بينهم بعض الاختلاف ، ويوضح المثال
الآتى ذلك :

مثال :

حصل احد الباحثين على ترتيب ١٥ تلميذا في مادتي التاريخ والجغرافيا حيث تدل الرتبة (١) على التلميذ الاول والرتبة (١٥) على التلميذ الاخير في كل مادة على حدة. ولعلك تلاحظ ان التلاميذ الذين تساوت رتبتهم حصلوا على متوسط الرتب المتتالية ، اى ان التلميذين ١٢ و ١٣ حصلوا على التاريخ على الرتبة ١٢ و ١٣ وهى متوسط الرتبتين ١٢ و ١٣ ، والتلاميذ ١٤ و ١٥ حصلوا جميعا في الجغرافيا على الرتبة ٨ وهى متوسط الرتب ٧ ، ٨ ، ٩ ، لماذا حصل التلميذين ١٤ و ١٥ في التاريخ على الرتبة ١٤ و ١٥ ؟

جدول (١٢٣) حساب معامل ارتباط الرتب عند تساوي
بعض الرتب

الترتيب التام	ترتيب التواريخ (س)	ترتيب الجغرافيا (ص)	ق	ق ^٢
أ	١١	٨	٢٠ +	٩٠٠
ب	٤	٦	٢٠ -	٤٠٠
ج	٩	٥	٤٠ +	١٦٠٠
د	١٠	١٤	٤٠ -	١٦٠٠
هـ	١٤٥	١٥	٢٥ -	٢٥
و	١٤٥	١٢	٢٥ +	٦٢٥
ز	١٢٥	٨	٤٥ +	٢٠٢٥
ح	١	٣	٢٠ -	٤٠٠
ط	٣	١	٢٠ +	٤٠٠
ي	٧	٤	٢٠ +	٩٠٠
ك	٦	١٠	٤٠ -	١٦٠٠
ل	٢	٢	صفر	٠٠٠٠
م	٥	١٣	٨ -	٦٤٠٠
ن	٨	٨	صفر	٠٠٠٠
س	١٢٥	١١	١٥ +	٢٢٥
ن = ١٥			مجموع = صفر	مجموع ق ^٢ = ١٧١

بتطبيق معادلة سبيرمان لمعامل ارتباط الرتب نحصل على

$$r_p = 1 - \frac{171 \times 6}{(1 - 225)15} = 0.696$$

القيمة الآتية

ويجب ان نشبه هنا الى ان معامل ارتباط الرتب لسبيرمان هو حالة خاصة من معادلة كارل بيرسون لحساب معامل الارتباط التتابعى الناجم عن حاصل ضرب العزوم (راجع الفصل التاسع) . ويتطابق المعاملان اذا كانت الرتب أعدادا صحيحة متتالية ، أما فى حالة الرتب المتساوية والتي تفتقد أحيانا خاصية الأعداد الصحيحة والمتتالية فانها تخل حينئذ باحد شروط معادلة كارل بيرسون . ولذلك اذا طبقنا معادلة كارل بيرسون على بيانات الجدول (١٢١) نحصل على معامل ارتباط متطابق تماما مع معامل ارتباط الرتب لسبيرمان ، وتكون لمعادلة سبيرمان فى هذه الحالة ميزة اختصار الجهد المطلوب فى تطبيق معادلة بيرسون .

إلا أنه فى حالة الرتب المتساوية لا يتطابق المعاملان ، ويزداد الاختلاف بينهما مع زيادة عدد الرتب اللصيقة او المتساوية . وبالطبع فان المعامل الذى يزداد تأثرا فى هذه الحالة هو معامل ارتباط الرتب لسبيرمان وليس معامل الارتباط التتابعى لبيرسون . ولذلك يرى العلماء انه لو كان عدد الرتب المتساوية كبيرا فمن الأفضل فى هذه الحالة تطبيق المعادلة العامة لمعامل الارتباط لكارل بيرسون . (بافتراض ان الرتب شبه بدرجات مقياس مسافة او نسبة) .

(٢) معاملات ارتباط الرتب لكندال :

اشرنا الى ان معامل ارتباط الرتب لسبيرمان يعتمد فى جوهره على مقياس عدم الانتظام فى الترتيب باستخدام المقدار مج ق^٢ ، الا ان هذا ليس المقياس الوحيد ، وانما يوجد مقياس آخر لا يقل عنه أهمية هو (مج و) ويقصد به مجموع الأوزان الناجمة عن مقارنة كل رتبة بالرتب الأخرى . ولتوضيح ذلك تعود مرة أخرى الى المثال السابق الذى رتب فيه الأفراد فى أحد المتغيرين (س) ترتيبا طبيعيا بينما رتبوا فى المتغير الآخر (ص) ترتيبا عشوائيا .

المفحوصون	أ	ب	ج	د	هـ
رتبة (س)	١	٢	٣	٤	٥
رتبه (ع)	١	٤	٣	٥	٢

ولحساب (و) ثم (م ج و) في هذه الحالة تقارن كل رتبة مفحوص في المتغير (ص) لانه المتغير غير المنتظم، بكل رتبة اخرى . وفي هذه الحالة يصبح عدد المقارنات هو ما نحصل عليه من معادلة المقارنات الثنائية بصلة عامة :

$$\text{عدد المقارنات الثنائية} = \frac{n(n-1)}{2}$$

وفي مثالنا يبلغ عدد هذه المقارنات ١٠ مقارنات . وفي كل مرة اذا كان الترتيب من النوع الطبيعي اي (١ ، ٤) مثلا تعطى المقارنة الوزن (١ +) اما اذا كان الترتيب عكسيا مثل (٤ ، ٣) . فان المقارنة تعطى الوزن (١ -) . ثم تجمع هذه الاوزان لنحصل على المقدار (م ج و) . ويوضح الجدول (١٢٣) نتائج اوزان المقارنات العشر في مثالنا الحالي للمتغير (ص) غير المنتظم

جدول (١٢٣) اوزان المقارنات الثنائية في المتغير

(ص) غير المنتظم

المقارنات	الترتيب (ص)	نوع الترتيب	الوزن (و)
أ ، ب	١ ، ٤	طبيعي	١ +
أ ، ج	١ ، ٣	طبيعي	١ +
أ ، د	١ ، ٥	طبيعي	١ +
أ ، هـ	١ ، ٢	طبيعي	١ +
ب ، ج	٤ ، ٣	عكسي	١ -
ب ، د	٤ ، ٥	طبيعي	١ +
ب ، هـ	٤ ، ٢	عكسي	١ -
ج ، د	٣ ، ٤	طبيعي	١ +
ج ، هـ	٣ ، ٢	عكسي	١ -
د ، هـ	٥ ، ٢	عكسي	١ -
م ج و = ٢			

وفي العدد نذكر للقاري الحدود الدنيا والقصوى للقيم (م و).
فالقيمة القصوى نصل إليها حين يكون كل من مجموعتي الترتيب من النوع الطبيعي وحيث تكون جميع الأوزان موجبة (+ 1) وبموجب مقدار (م و) في هذه الحالة مساويا لعدد المقارنات الثنائية (في مثالنا = 10) .

أما الحد الأدنى للقيمة (م و) فنصل إليها حين تكون كلتا مجموعتي الترتيب في الترتيب العكسي ، وبالتالي تحصل جميع المقارنات على الوزن (- 1) ، وحيث يكون مقداره سالب بـ عدد المقارنات الثنائية (في مثالنا = - 10) .

أما حين يكون الترتيب عشوائيا (أي يكون المتغيران مستقلين) فإن قيمة (م و) المتوقعة في هذه الحالة تساوي صفرا .

(٩) معامل الارتباط (تو) لكندال :

اعتمد عالم الإحصاء البريطاني الشهير كندال Kendall على المقدار (م و) ، كمقياس لعدم الانتظام في ابتكار عدد من الطرق الإحصائية لقياس معامل ارتباط الترتيب ، لعل أشهرها معامل (تو) نسبة إلى الحرف اليوناني τ ويحسب بالمعادلة الآتية :

$$r_{\tau} = \frac{\text{م و}}{\frac{1}{2} n (n - 1)}$$

ويتطبيق هذه المعادلة على البيانات السابقة نحصل على
معامل الارتباط التالي :

$$r_{\tau} = \frac{2}{4 \times \frac{1}{2}} = 1$$

معامل الارتباط (تو) مع الترتيب المتساوية :

في حالة الترتيب المتساوية او اللصيقة يحمل الباحث منسبـ
بعض المقارنات الشناثية على رتب متساوية بالطبع ، وحينئذ يكون
وزن المقارنـه (صفراً) .

مثال :

المفحوصون	أ	ب	ج	د	هـ	و
رتبة (س)	١	٢	٣	٤	٥	٦
رتبة (ج)	٢	٣	٤	٥	١	٦

من هذا المثال تجرى المقارنات الموضحة بالجدول (١٢٤)
جدول (١٢٤) اوزان المقارنات الشناثية في المتغير (س)
غير المنتظم باستخدام رتب متساوية

المقارنـه	الترتيب في (س)	نوع الترتيب	الوزن (و)
أ ، ب	٢ ، ٣	طبيعي	١ +
أ ، ج	٢ ، ٤	طبيعي	١ +
أ ، د	٢ ، ٥	طبيعي	١ +
أ ، هـ	٢ ، ١	عكس	١ -
أ ، و	٢ ، ٦	طبيعي	١ +
ب ، ج	٣ ، ٤	طبيعي	١ +
ب ، د	٣ ، ٥	طبيعي	١ +
ب ، هـ	٣ ، ١	عكس	١ -
ب ، و	٣ ، ٦	عكس	١ +
ج ، د	٤ ، ٥	متساو	صفر
ج ، هـ	٤ ، ١	عكس	١ -
ج ، و	٤ ، ٦	طبيعي	١ +
د ، هـ	٤ ، ١	عكس	١ -
د ، و	٤ ، ٦	طبيعي	١ +
هـ ، و	١ ، ٦	طبيعي	١ +
مجموع			٦ = و

معامل ارتباط (تو) للرتب المتساوية في المتغيرين (س) ، (هـ) :

قد تنشأ ظروف تتسم فيها بيانات البحث بأنها ذات رتب متساوية في كل من المتغيرين س و هـ . ويوضح المثال الآتي ذلك

المفحوصون	أ	ب	ج	د	هـ	و
ترتيب (س)	١	١	٣	٥	٥	٥
ترتيب (هـ)	٢	٣	٤	٤	١	٦

إننا في هذه الحالة نجرى المقارنات الثنائية في المتغير (هـ) كالمعتاد على أساس أن ترتيب المتغير (س) من النوع الطبيعي أو المعتاد .

إلا أننا في هذه الحالة ننبه أيضا إلى أنه حين تتساوى الرتب في المتغير (س) فإن وزن المقارنة يصبح صفرا حتى ولو كانت الرتب في (هـ) غير متساوية .

ويوضح الجدول (١٢٥) ذلك :

جدول (١٢٥) اوزان المقارنات الثنائية في حالة وجود
رتب متساوية في كل من المتغيرين
(س) ، (ص)

المقارنات	الترتيب في (ص)	الترتيب في (س)	نوع الترتيب	الوزن (و)
أ ، ب	٢ ، ٢	١ ، ١	طبيعي - متساوي	٠
أ ، ج	٢ ، ٤	١ ، ٢	طبيعي - طبيعي	١ +
أ ، د	٢ ، ٤	١ ، ٥	طبيعي - طبيعي	١ +
أ ، هـ	٢ ، ١	١ ، ٥	عكسي - طبيعي	١ -
أ ، و	٢ ، ١	١ ، ٥	طبيعي - طبيعي	١ +
ب ، ج	٣ ، ٤	٢ ، ٢	طبيعي - طبيعي	١ +
ب ، د	٣ ، ٤	١ ، ٢	طبيعي - طبيعي	١ +
ب ، هـ	٣ ، ١	١ ، ٥	عكسي - طبيعي	١ -
ب ، و	٣ ، ١	١ ، ٥	طبيعي - طبيعي	١ +
ج ، د	٤ ، ٤	٢ ، ٥	متساوي - طبيعي	٠
ج ، هـ	٤ ، ١	٢ ، ٥	عكسي - طبيعي	١ -
ج ، و	٤ ، ٦	٢ ، ٥	طبيعي - طبيعي	١ +
د ، هـ	٤ ، ١	٥ ، ٥	عكسي - متساوي	٠
د ، و	٤ ، ٦	٥ ، ٥	عكسي - متساوي	٠
هـ ، و	١ ، ٦	٥ ، ٥	عكسي - متساوي	٠
مجموع =				٤

ولعلك لاحظت ان المقارنة الاولى (أ ، ب) حصلت على الوزن (صفر)
على الرغم من انها في المتغير (ص) من النوع الطبيعي وذلك بسبب
تساوي رتبتي هذين المفحوصين في المتغير (س) وهكذا بالنسبة
للمقارنات (د ، هـ) ، (د ، و) ، (هـ ، و) ايضا .

ولحساب معامل ارتباط الرتب لكاندال (تو) مع وجود الترتيب
المستساوية سواء في متغير واحد أو في المتغيرين معا فان المعادلة
تصبح كما يلي :

$$r_{\text{تو}} = \frac{\text{مجم و}}{\sqrt{\left[\frac{1}{2} n (n-1) - \text{مجم ص} \right] \left[\frac{1}{2} n (n-1) - \text{مجم ص} \right]}}$$

حيث أن :

مجم ص = عدد الرتب المتساوية في المتغير ص ويحسب كما يلي:

$$\frac{1}{2} \text{مجم (ص) (ص - 1) } + \frac{1}{2} \text{مجم (ص - 1) (ص - 2) } + \dots + \frac{1}{2} \text{مجم (2) (1) } =$$

$$= \frac{1}{2} (2 + 2 + 2 + 2 + 2) = 5$$

مجم ص = عدد الرتب المتساوية في المتغير ص ويحسب كما
يلي أيضا

$$\frac{1}{2} \text{مجم (ص) (ص - 1) } + \frac{1}{2} \text{مجم (ص - 1) (ص - 2) } + \dots + \frac{1}{2} \text{مجم (2) (1) } =$$

$$= \frac{1}{2} (2 + 2 + 2 + 2 + 2) = 5$$

ويتطبق المعادلة السابقة على بيانات الجدول (١٢٥) مع ملاحظة
أن $n = 6$ فان

$$r_{\text{تو}} = \frac{4}{\sqrt{\left(4 - \frac{1}{2} (6 - 1) (6 - 2) \right) \left(4 - \frac{1}{2} (6 - 1) (6 - 2) \right)}}$$

(ب) معامل الاتفاق :

قد تتوافر للباحث بيانات من نوع مقاييس الرتبة تتألف من أكثر من مجموعتين، لنفرض أن أربعة من الأخصائيين الاجتماعيين أجروا مقابلات شخصية لستة مفحوصين وقام كل منهم بتقدير كل مفحوص فـسـي سعة القيادة، وحصل الباحث على البيانات الموضحة في الجدول (١٢٦)

جدول (١٢٦) ترتيب ٤ فاحصين لسعة القيادة عند ٦ مفحوصين

المفحوصون الفاحصون	أ	ب	ج	د	هـ	و	ن = ٥
٣	٦	٤	١	٢	٢	٥	
١	٥	٣	١	٢	٤	٦	
١	٦	٤	٢	١	٣	٥	
١	٣	١	٤	٥	٢	٦	
ن = ٤	٢٠	١٢	٨	١٠	١٢	٢٢	المجموع

وبالطبع إذا كان هناك اتفاق كامل بين الفاحصين الأربعة فلا بد أن يحصل مفحوص واحد على الرتبة (١) عندهم جميعا ، ويصبح مجموع رتب هذا المفحوص في هذه الحالة ٤ ، ومفحوص آخر يحصل عندهم جميعا على الرتبة (٢) ويصبح مجموع رتب ٨ ، وهكذا يكون مجموع رتب المفحوصين الستة في هذه الحالة : ٤ ، ٨ ، ١٢ ، ١٦ ، ٢٠ ، ٢٤ ، ومعنى ذلك أن مجموع (ن) رتبة (مج) يلدها (ن) مفحوصا كما يلي :-

$$\text{مج ب} = \frac{\bar{N} (N + 1)}{N}$$

وبالطبع فان درجة الاتفاق بين الفاحصين او الحكام تنعكس فى الاختلاف فى مجاميع الرتب . فحين يتفق الفاحصون اتفاقا تاما يصل هذا الاختلاف الى حده الاقصى . اما عدم الاتفاق بينهم فينعكس فى اختزال الاختلاف فى هذه المجاميع . وحين تتساوى المجاميع فان ذلك دلالة على عدم الاتفاق فى حده الاقصى . وهذا الشرط هو الاساس الذى اقام عليه كندال فكرة معامل الاتفاق

Coefficient of Concordance

وهذا المعامل فى جوهره هو عبارة عن النسبة بين مقدارين :

(١) قيمة موزونة لمربعات مجاميع الرتب (و)

(٢) القيمة الموزونة فى حالة حدوث الاتفاق التام بين الفاحصين .

ويحسب المقدار الاول بالمعادلة الآتية (حيث يدل الرمز (ب) على مجموع الرتب لكل مفحوص) .

$$و = \frac{\sum (R_i - \bar{R})^2}{n}$$

اما المقدار الثانى لمعادلته هى :

$$\bar{R} = \frac{\sum R_i^2}{n} - \frac{(\sum R_i)^2}{n^2}$$

وهكذا تصبح معادلة معامل الاتفاق لكندال كما يلى :

$$ر ق = \frac{\sum R_i^2 - \frac{(\sum R_i)^2}{n}}{\sum R_i^2 - \frac{(\sum R_i)^2}{n}}$$

وحين يكون الاتفاق كاملا بين الفاحصين فان هذا المعامل = + ١ ،
وحين يكون هناك عدم اتفاق اقصى فان هذا المعامل = صفر ومعنى ذلك ان هذا المعامل ليست له قيمة سالبة ، فمع وجود اكثر من اثنين من الفاحصين لا يمكن ان يحدث عدم اتفاق فى الاتجاه العكسى . فمثلا

قد يكون الفاحص \bar{A} ، \bar{B} في حالة عدم اتفاق كامل ، كما قد يكون \bar{A} ، \bar{C} في حالة عدم اتفاق كامل أيضا ، وحينئذ يكون \bar{B} ، \bar{C} في حالة اتفاق كامل .

ولحساب معامل الاتفاق لبيانات الجدول السابق تستخدم الخطوات الآتية :

(١) حساب مجاميع الرتب لكل ملحوظ (السطر الأخير في الجدول (١٢٦)

(٢) الحصول على المجموع الكلي للرتب (وهو في هذا المثال = ٨٤)

(٣) الحصول على متوسط مجموع الرتب ، وهو مجموع الرتب المتوقع في حالة الاستقلال الكامل للتقديرات ، وهو في هذه الحالة $14 = \frac{84}{6}$

(٤) الحصول على مجموع مربعات الانحراف عن هذا المتوسط وهو يساوي المقدار (و) الذي اشرنا اليه ، على النحو التالي :

$$و = (14 - 20)^2 + (14 - 12)^2 + (14 - 8)^2 + (14 - 10)^2 + (14 - 12)^2 + (14 - 22)^2 = 160$$

(٥) في مثالنا الحالي $\bar{n} = 4$ ، $n = 6$

(٦) تطبيق المعادلة السابقة على النحو الآتي :

$$ر ق = \frac{160 \times 12}{(6 - 4)^2} = 571$$

معامل الارتباط بين البيانات الرتبية والبيانات المسالية او النسبية :

قد يحصل الباحث على بيانات من مستويين مختلفين أحدهما من نوع مقاييس الرتبة والثاني من نوع مقاييس المسافة او النسبة ويرغب في حساب معامل الارتباط بينهما .

(١) معامل الارتباط بين البيانات الرتبية ذات المستويات الثلاثية
والبيانات المسافية او النسبية :

اقترح سيريل بيرت Cyril Burt ما يسميه معامل الارتباط الثلاثي وهو معامل لا يتجاوز حدود مستويات رتبية ثلاثية ، كان يكون مقياس التقدير من النوع الذي يتضمن جيد ، متوسط ، ضعيف ، او مقياس الاتجاه لا يعدو المستويات الثلاثة : موافق ، لا رأى لى ، معارض ، اى انه لا يصلح لمستويات متعددة من الترتيب .

وتتلخص معادلة حساب معامل الارتباط الثلاثي (فؤاد البهسي السيد ١٩٧٩) فيما يلى :

$$r_3 = \frac{1}{\frac{y_1}{1} + \frac{y_2}{2}} \times \frac{m^2 - 1^2}{E}$$

حيث ان :

r_3 = معامل الارتباط الثلاثي .

m = متوسط درجات افراد الثلث الاعلى من المقياس الرتبى (س)
(موافق او جيد ، الخ) فى مقياس المسافة او النسبة (ص)

m = متوسط درجات افراد الثلث الادنى من المقياس الرتبى (س)
(معارض ، ضعيف ، الخ) فى مقياس المسافة او النسبة (ص)

E = الانحراف المعياري لدرجات مقياس المسافة او النسبة

1 = نسبة افراد الثلث الاعلى من المقياس الرتبى (اى الذين وافقوا مثلاً)

2 = نسبة افراد الثلث الادنى من المقياس الرتبى (اى الذين معارضوا مثلاً)

y_1 = الارتفاع الاعتدال المقابل للنسبة 1

y_2 = الارتفاع الاعتدال المقابل للنسبة 2

مثال :

نفرض ان احد الباحثين حصل على بيانات عن النوع الرتبى فى صورة اداء اطفال المدرسة الابتدائية فى مقياس للاتجاهات نحو الرياضيات - يتألف من ٣ مستويات فقط هى (موافق - لا رأى لى - معارض) وأراد ان يحسب معامل الارتباط بين رتب هذا المقياس ودرجات هؤلاء التلاميذ فى اختبار تحصيلى للرياضيات (من نوع المسافة) وحصل على النتائج الآتية فى الجدول (١٢٧)

جدول (١٢٧) بيانات ١٠ اطفال فى مقياس اتجاهات
ذى مستويات رتبية ثلاثة واختبار للتحصيل

الاطفال										(ص) درجة الاختبار التحصيلى	الاستجابة فى مقياس الاتجاهات (س)
ا	ب	ج	د	هـ	و	ز	ح	ط	ي		
٢	٣	٦	٣	٤	٥	٣	٢	١	١	١	
x		x	x		x	x		x	x	x	

ومن بيانات هذا الجدول تحسب القيم الآتية :

- (١) الانحراف المعياري للاختبار التحصيلى (ص) = $1.88 = \sigma_v$
- (٢) متوسط درجات (ص) للذين استجابوا على مقياس الاتجاه (س)
بالموافقة أى $m_1 = 3$
- (٣) متوسط الذين استجابوا على مقياس الاتجاه (س) بالمعارضة
أى $m_2 = 2$

(٤) نسبة الذين استجابوا على مقياس الاتجاه (س) بالموافقة أى
 $١ = ٥٠$ وارتفاعها الاعتدالى (ى ١) = ٤٠

() نسبة الذين استجابوا على مقياس الاتجاه (س) بالمعارضة
 أى $٢ = ٣٠$ وارتفاعها الاعتدالى (ى ٢) = ٣٥

وبتطبيق المعادلة السابقة نحصل على معامل الارتباط الثلاثى
 كما يلى :

$$٣ = ٢ \times \left(\frac{٢ - ١}{١٨} \right) \times \frac{١}{\frac{٣٥}{٣٠} + \frac{٤٠}{٥٠}} = ٨٠ \times ٥٦$$

$$= ٤٤٨ ر$$

(ب) معامل الارتباط بين البيانات الرتبى ذات المستويات المتعددة
والبيانات المسالية او النسبية :

إذا كانت بيانات المقياس الرتبى من النوع المتعدد المستويات ،
 كان يكون مقياس الاتجاهات من النوع الذى يستخدم طريقة ليكرت
 ذات المستويات الخمسة (موافق جدا - موافق - لا رأى لى - معارض
 - معارض جدا) او طريقة ثرستون ذات المستويات الاكثر من ذلك ،
 فان طريقة سيريل بيرت السابقة لا تصلح الا اذا اعاد الباحث
 تنظيم بياناته الرتبى الى ثلاثة مستويات ، ولكنه لو اراد
 استخدام جميع مستويات مقياس الرتبة فان الطريقة الملائمة
 لذلك هي إما حساب معامل الارتباط المتسلسل المتعدد
 Multiserial Correlation Coefficient والذى اقترح
 معادلته Jaspens ، او حساب معامل الارتباط المتسلسل
 المتعدد الاصيل Point Multiserial Correlation
 وقد تناول (صلاح الدين محمود علام ، ١٩٨٥) الطريقة الاولى
 بالتفصيل ويمكن الرجوع اليه فى ذلك .

الفصل العشرون

الاحصاء والاستدلالي لبيانات مقاييس الرتبة

(١) الخطأ المعياري للمتوسط :

يقرر العلماء ان الاختلاف في القيم الوسيطة للعينات المختلفة يزيد على الاختلاف في القيم المتوسطة بحوالي ٢٥ ٪ وبخاصة في التوزيع الاعتدالي . ومعنى ذلك ان الخطأ المعياري للمتوسط يبلغ حوالي $\frac{5}{4}$ الخطأ المعياري للمتوسط . ولذلك تستخدم في حسابه المعادلة الآتية :

$$\begin{aligned} \sigma_w &= \sigma_m \times 1.25 \\ \sigma_w &= \frac{\sigma_m \times 1.25}{\sqrt{n}} \end{aligned}$$

حيث ان :

σ_w = الخطأ المعياري للمتوسط

σ_m = الخطأ المعياري للمتوسط

σ = الانحراف المعياري للعينات

تدريب :

احسب الخطأ المعياري لمتوسط مقداره (٢٥) لدرجات عينات من الافراد (ن) = ١٠٠ اذا علمت ان الانحراف المعياري (ع) = ٢٥

دلالة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان :

تعتمد فكرة دلالة معامل ارتباط الرتب لسبيرمان على فكسرة الترتيبات الممكنة للمفحوصين التي يبلغ عددها (ن) في المتغير (ص) بافتراض ثبوت ترتيبهم في المتغير (س) . وبالنظر فكل تنظيم

رتبى بين المتغيرين بعد متساويا فى امكانية الحدوث . فاذا وجد الباحث ان تنظيما معيناً للرتب الملاحظة لكل من (س) و (ص) كما يظهر اما (مج ٢) أو من معامل ارتباط الرتب نفسه يبدو أنه غير ممكن الحدوث أى باحتمال يقل عن ٠.٥ أو ٠.١ فان الغرض المفعى حينئذ يرفض .

وقد درس كندال وغيره توزيع العينات للمقدار مج ٢ فوجد انه كلما زاد عدد (ن) فى الحجم فان هذا التوزيع يقترب من التوزيع الاعتنالى . ويمكن القول انه اذا حجم العينة = ١٠ او اكبر فان معامل ارتباط الرتب يمكن اختبار دلالتة بمعادلة (ت) الآتية :

$$T = \frac{N-1}{2} \times \sqrt{\frac{N-1}{N}}$$

مع ملاحظة ان درجات الحرية : $N - 1$

دلالة معامل ارتباط الرتب لكندال (معامل تو) :

فى اختبار دلالة الترابط بين الرتب المتزاوجة سهل على الباحث تطبيق الاختيار مباشرة على القيم الوزنيه (و) بدلا من معامل الارتباط نفسه (تو) . و يحسب تباين توزيع العينات للقيم الوزنيه بالمعادلة الآتية :

$$\sigma_w^2 = \frac{N(N-1)(N+1)}{18}$$

ويتطبيق اختبار الدلالة تقسم القيمة (و) مصححة من أثر التواصل (بطرح الواحد الصحيح منها) على الانحراف المعياري لتوزيع العينة للحصول على النسبة الحرجة (د) كما يلى :

$$D = \frac{W - (W)}{\sqrt{\frac{N(N-1)(N+1)}{18}}}$$

وفي هذه الحالة يتطلب الامر الحصول على نسبة حرجة مقدارها ١٩٦ ، ٢٥٨ للوصول الى مستوى الدلالة ٠٥ ، ٠١ على التوالي .

مثال :

إليك ترتيب ٦ أشخاص في المتغيرين س ، ص

الترتيب في المتغير (س) ١ ٢ ٣ ٤ ٥ ٦

الترتيب في المتغير (ص) ٢ ٤ ٣ ٥ ١ ٦

الاوران هي ١ + ، ١ + ، ١ + ، ١ + ، ١ + ، ١ -

١ + ، ١ + ، ١ - ، ١ + ، ١ - ، ١ +

و مجموع = ٥

$$\therefore D = \frac{1-5}{\sqrt{\frac{(5+6 \times 2)(1-6)6}{18}}} = \frac{4}{5.323} = 0.751$$

وهو معامل غير دال عند مستوى ٠٥

دلالة معامل الاتفاق لكندال :

تعتمد القيمة الحرجة لمعامل الاتفاق لكندال على كل من عدد مجموعات الترتيب من ناحية (ن) وعدد الترتيب في كل مجموعه من ناحية أخرى (ن) . فاذا كان عدد (ن) اكبر من ٧ يمكن حساب القيمة (كا^٢) على النحو الاتي :

$$كا^2 = \frac{n}{n-1} (1 - \frac{1}{n})$$

وتحسب دلالة كا^٢ عند درجات حرية = ن - ١

مثال :

قام ٤ فاحصين (ن) بمقابلة ٦ طلاب (ن) وبلغ معامل الاتفاق بينهم ٧١٪ من هذه البيانات يمكن حساب χ^2 بالمعادلة السابقة كما يلي :

$$\chi^2 = 4 (1 - 0.71) \times 0.71 = 0.84$$

وبالكشف عن χ^2 عدد درجات حرية $6 - 1 = 5$ نجد ان χ^2 يجب ان يكون ١١.٠٧ لتصبح دالة عند مستوى ٠.٠٥ ، ١٥.٠٩ لتكون دالة عند مستوى ٠.٠١ ومعنى ذلك ان المعامل المحسوب دال عند مستوى ٠.٠٥ فقط . ويفضل بمغة عامة لعدد الرتب داخل المجموعة (٦ هنا) التناقل من ٧ استخدام الجداول التي أعدها العلماء لدلالة معامل الاتفاق للعينات الصغيرة جدا (اى ٧ فأقل) . والا فان χ^2 تكون في هذه الحالة تقديرا غير دقيق لاحتمالات المطلوبة.

دلالة الفروق بين البيانات الرتبية (الاحصاء اللابارامترى) :

تندرج طرق حساب دلالة الفروق بين البيانات الرتبية الى ما يسمى الاحصاء اللابارامترى non-parametric والذي يشمل فئة من الاختبارات الاحصائية سهلة الاستعمال ولها تطبيقات واسعة ، وتشير الى نوع معين من الافتراضات التي تقوم عليها والتي تختلف من تلك التي تناولناها في عند الحديث عن مقاييس النسبة والمسافة والتي تسمى الافتراضات البارامترية parametric . ولكي نميز بين نوعي الافتراضات نقول ان الاحصاء اللابارامترى يهتم بمعلومات الأصل - اى القيم العددية التي تصف التوزيع التكرارى للأصل . أما الاحصاء اللابارامترى فلا يتضمن أى إشارة الى معلومات الأصل ، وإنما هو أكثر اهتماما بمدى معرفتنا بصورة التوزيع التكرارى لهذا الأصل . فمثلا اذا كان افتراضنا ان الأصل يتوزع اعتداليا فان هذا الافتراض يصبح بارامترى . حتى ولو لم تتحدد للأصل قيم معلومة . اما اذا كانت صورة التوزيع للأصل غير معروفة فان افتراضاتنا في هذه الحالة تكون

من النوع اللابارامترى ، ولذلك يسمى التوزيع فى هذه الحالة التوزيع الحر
distributin-free .

والتوزيعات الحرة لها اهمية خاصة فى العلوم التربوية والنفسية والاجتماعية . فكثيرا ما نتعامل مع خصائص و سمات تناسبها مقاييس الرتبة اكثر من غيرها ومعنى ذلك اننا - على الرغم من ادراكنا ان السمة تقبل القياس الكمي - فاننا نستخدم الرتب لان قيم القياس الحقيقية فى صورة أعداد (بالمسافة او النسبة) لا يمكن الحصول عليها . ومعنى ذلك اننا على الرغم من اننا نستطيع تخيل التوزيع التكرارى للاصل فان صورته غير معلومة لنا لان القياس الكمي والعسدي باستخدام مقياس النسبة او المسافة صعب، ولذلك اذا اردنا ان نقارن بين مجموعتين من البيانات الرتبية فاننا فى الواقع نختبر الفرض المصغرى بأن توزيعى الأصل متطابقان وهذا يساوى من وجهه نظر الاحصاء الاستدلالي الفرض المصغرى فى الاحصاء اللابارامترى بان توزيع مقاييس السمة هو نفسه فى كل من المجموعتين .

والاحصاء اللابارامترى ليس ملائما فقط للبيانات التى يصعب انتماؤها الى مقاييس النسبة والمسافة ، ولكنه مفيد أيضا للاستدلال فى المواقف التى يكون فيها القياس من هذا القبيل ولكن يعوزه توافر الافتراضات اللازمة عن صورة التوزيع التكرارى للاصل. وعندما يشك الباحث فى توافر هذه الافتراضات (كافتراض الاعتدالية) فانه قد يشك فى صلاحية الاختبار الاحصائى المستخدم - حتى ولو كانت بياناته من نوع النسبة أو المسافة . وهذه الصعوبة يمكن التغلب عليها باستخدام اختبارات الاحصاء اللابارامترى . وبذلك نتجنب الوقوع فى خطأ الاعتماد على مجموعة غير مؤكدة من الافتراضات .

ونعرض فيما يلى بعض طرق الاحصاء اللابارامترى فى المقارنة بين البيانات الرتبية وحساب دلالة الفروق بينهما .

أولاً: اختبار الإشارة أو اختبار الوسيط :

(١) اختبار الإشارة أو اختبار الوسيط للبيانات الرتبية المستقلة :

يسمى هنا الاختبار الإحصائي أحياناً باسم اختبار الإشارة sign وأحياناً أخرى باسم اختبار الوسيط median ويعتمد في جوهره على المقارنة بين وسيطي مجموعتين لاختبار الفرض الصغرى أنه لا توجد فروق بين وسيطي الأملين اللذين منهنما اشتقت الهيئتان. وهو اختبار يتوازي إحصائياً مع اختبار (ت) في الإحصاء البارامترى (مع مقاييس النسبة والمساواة) .

وحين يستخدم هذا الاختبار للحكم على دلالة الفرق بين وسيطين مستقلين فإن ذلك يعنى أن المجموعتين مستقلتان (أى تم اختيارهما عشوائياً مثلاً) .

ولتطبيق اختبار الإشارة أو اختبار الوسيط في هذه الحالة لا بد من الحصول على وسيط للمجموعتين معاً ثم تعطى الإشارة (+) لكل مفحوص أو حالة أو ملاحظة تكون درجتها أو ترتيبها أعلى من هذا الوسيط العام، والإشارة (-) إذا كانت أقل منه . ثم يحسب عدد الإشارات الموجبة والسالبة لكل مجموعة من المجموعتين . وتطبيق اختبار كاي^٢ للحكم على دلالة الفروق (وسوف نعرض لهذا الاختبار الإحصائي في الباب القادم) . ويفيد اختبار كاي^٢ هنا في تحديد ما إذا كان تكرار الإشارات الموجبة أو السالبة تختلف اختلافاً جوهرياً عما هو متوقع من الفرض الصغرى .

مثال : (عن Ferguson, 1971) فيما يلى درجات مجموعتين في أحد الاختبارات التحصيلية مرتبة من الأدنى إلى الأعلى .

المجموعة الأولى	١٠	١٠	١٠	١٢	١٥	١٧	١٧	١٩	٢٠	٢٢	٢٥	٢٦
المجموعة الثانية	٦	٧	٨	٨	١٢	١٦	١٩	١٩	٢٢			

وبحساب الوسيط العام للمجموعتين وجدنا أنه = ١٦ . وبذلك يمكن تحويل القيم السابقة إلى إشارات موجبة أو سالبة بالنسبة لهذا الوسيط العام على النحو الآتى :

المجموعة الاولى - - - - - + + + + +
المجموعة الثانية - - - - - + + +

وهذه البيانات يمكن تصنيفها في جدول ثنائي 2×2 على النحو الآتي :

	-	+	
المجموع	١٢	٩	
المجموعة الاولى	٥	٧	
المجموعة الثانية	٦	٣	
المجموع	١١	١٠	

(وبحساب قيمه ٢٥٥ للجدول السابق (حسب الطريقة التي سنوضحها في الباب التالي) نجد $\chi^2 = 4.8$ وهي غير دالة عند مستوى ٠.٥ ومعنى ذلك فان الباحث يقبل الفرض الصفري في هذه الحالة بتطابق توزيعي الاصل للمجموعتين .

(٢) اختبار الاشارة أو الوسيط للبيانات الرتبية المرتبطة :

يمكن تطبيق نفس الاختيار السابق على البيانات الرتبية المرتبطة حين يحصل الباحث على بياناته في صورة ملاحظات متزاوجة لنفس المفحوصين، كأن تكون تقديرات اثنين من المدرسين مثلا لنفس العدد من التلاميذ . ان الباحث في هذه الحالة يحصل على الفرق بين كل زوج من الرتب أو القيم التي حصل عليها ويكون الفرض الصفري في هذه الحالة هو ان الفرق بين الوسيطين يساوي صفرا . ويمكن إعادة صياغة الفرض الصفري بالقول بان مجموعتي الملاحظات أو البيانات تم الحصول عليهما من عينة عشوائية من نفس الاصل الاحصائي ، وإذا كان هذا الفرض صحيحا (أي يمكن قبوله) فان نصف الفرق بين القيم المتزاوجة يكون موجبا ، ويكون نصفهما الآخر سالبا . ويحيث يكون مجموع هذه الفروق مساويا - بالطبع - للصفر .

مثال : (عن Guilford & Fruchter, 1978)

فيما يلي ١٠ أزواج من مقاييس منعكس الركبة تحت شرطين تجريبيين أحدهما شرط التوتر والآخر شرط الاسترخاء .

شرط التوتر (س)	١٩	١٩	٢٦	١٥	١٨	٢٠	١٨	٢٠	٢٦	٢٨
شرط الاسترخاء (ص)	١٤	١٩	٢٠	٧	١٣	٢٠	١٧	٢٩	١٨	٢١
إشارة الفرق (س-ص)	+	٠	-	+	+	+	+	+	+	+

ولاختبار دلالة الفرق يمكن للباحث ان يستخدم اختبار كا^٢ . فبعد استبعاد الفرق (صفر) يصبح عدد الأزواج ٩ وحينئذ يكون التكسار المتوقع او النظرى على اساس الفرض الصغرى هو $\frac{1}{9} \times 9 = 1$ ، ومعنى ذلك ان احتمال زيادة (س) على (ص) يساوى احتمال زيادة (ص) على (س) . الا اننا فى هذا المثال لدينا ٨ اشارات موجبة وإشارة واحدة سالبة . ومن مفكوك المقدار $(\frac{1}{9} + \frac{1}{9})$ يمكن تحديد الاحتمال الحقيقى للحصول على ٨ اشارات موجبة^٢ او اكثر فى مثالنا . وحينئذ يكون مقداره $= 0.2$ وهذا هو اختبار من النوع ذى الطرف الواحد . ولكن فى حالة الاختبار من النوع ذى الطرفين اى احتمال الحصول على ٨ اشارات موجبة او اكثر او ٨ اشارات سالبة او اكثر يكون مقدار الاحتمال فى هذه الحالة ضعف المقدار السابق اى $= 0.4$ ومعنى ذلك رفض الفرض الصغرى . وبالنسبة لعلك تدرك اننا نستخدم اختبار الطرفين اذا كان الفرض البديلى ان نتائج البحث لم تشتق من أصل إحصائى واحد لمجموعة البيانات (فيما يخص الوسيط مثلا) . اما اختبار الطرف الواحد فيستخدم حين يكون الفرض البديل منذ البداية يتوقع تفوق الشرط (س) على الشرط (ص) أو العكس .

ويرى فرجسون انه يمكن استخدام النسبة الحرجة باعتبارها طريقة اسهل وابسط ، فى حساب دلالة الفروق فى هذه الحالة . وذلك باستخدام

$$D = \frac{1 - (Q)}{\sqrt{N}}$$

المعادلة الآتية :

حيث $Q =$ الفرق بين عدد الاشارات الموجبة والسالبة

وبتطبيق المعادلة السابقة على مثالنا الحالى فان

$$D = \frac{1 - (7)}{\sqrt{9}} = 2.67$$

وبتطبيق حدى النسبة الحرجة ١.٩٦ لمستوى الدلالة ٠.٠٥ ٢.٥٨
لمستوى الدلالة ٠.٠١ فان لقيمة المحسوبة دالة عند مستوى ٠.٠١ ومعنى
ذلك رفض الفرض الصفرى .

(٣) اختبار الاشارة او الوسيط لأكثر من مجموعتين من البيانات الرتبية المستقلة :

يمكن توسيع نطاق الاختبار السابق ليشمل أكثر من
مجموعتين من البيانات الرتبية . ويصبح الفرض الصفرى فى هذه الحالة
انه لا توجد فروق فى وسيط الاصول الاحصائية التى تشتق منها عينات
البحث . وحينئذ يحسب الوسيط العام لجميع المجموعات المستخدمة فى البحث
($n_1 + n_2 + \dots + n_k$)

ثم توضع الاشارة (+) لكل درجة او رتبة او قيمة تزيد عن هذا
الوسيط العام ، وتوضع الاشارة (-) لكل درجة تقل عنه وذلك
بالنسبة لكل مجموعة . ثم تصنف البيانات فى جدول توافق من نسوع
٢ x ك ثم يطبق على بيانات الجدول اختبار كسا٢ .

مثال : (عن Ferguson, 1979)

فيما يلى بيانات ٤ مجموعات فى أحد المقاييس مرتبة من
الادنى الى الاعلى فى كل مجموعة .

المجموعة ١	٣	٦	١١	١٤	١٧	١٨	٢١	٢٢
المجموعة ٢	٣	٣	٤	٥	٥	٨	٩	١٤
المجموعة ٣	١٨	١٨	٢٥	٢٦	٢٩	٣١		
المجموعة ٤	١٤	١٨	٢٠	٢٢	٢٢	٢٥	٢٧	٢٥

ومن هذه البيانات يتضح لنا ان مجموع الملاحظات (المفحوصين) $= 30$ وان الوسيط العام للمجموعات الأربع $= 18$ ولذلك امكن وضع الاشارات (+) ، (-) لدرجات الافراد في كل مجموعة على النحو الاتي:

المجموعة ١	-	-	-	-	-	-	-	+	+
المجموعة ٢	-	-	-	-	-	-	-	-	-
المجموعة ٣	-	-	+	+	+	+	+	+	+
المجموعة ٤	-	-	+	+	+	+	+	+	+

تم تحويل هذه البيانات الى جدول التوافق الاتي :

	+	-	المجموع
المجموعة ١	٢	٦	٨
المجموعة ٢	٠	٨	٨
المجموعة ٣	٤	٢	٦
المجموعة ٤	٦	٢	٨
المجموع	١٢	١٨	٣٠

ويحساب كـ ٢ للجدول السابق نجد قيمتها $= 11.94$

وحيث ان درجات الحرية $= (4 - 1) (3 - 1) = 6$ في هذه الحالة فاننا نجد ان القيمة المحسوبة دالة عند مستوى ٠.٠٥ ومعنى ذلك ان هذا الباحث يرفض الفرض الصفري .

ثانياً : اختبار الرتب:

اكثر اختبارات الرتب شيوعاً في المقارنة بين المجموعات هو اختبار ولكوكسون Wilcoxon الذي يعتمد على مجموع الرتب، كما توجد اختبارات اخرى مكافئة له لعل اهمها اختبار مان - وتنى Mann-Whitney.

ومرة أخرى فإن الفرض المغري هنا هو أن العينتين موضوع المقارنة مشتقتان من أصول احصائية ذات توزيع متماثل . فإذا كانت لدى الباحث افتراضات معينة عن تكافؤ التوزيعين في الشكل أو التباين فإن اختبار الرتب في هذه الحالة يصبح اختباراً للفروق بين مواضع المتوسط (وهو هنا بالطبع الوسيط ، وقد يكون المنوال في حالة المقاييس الاسمية) .

(١) اختبار ولكوكسون للمقارنة بين مجموعتين مستقلتين :

حين يطبق اختبار ولكوكسون على مجموعتين n_1 ، n_2 فلا يسد مرة أخرى - كما حدث في اختبار الإشارة - من الربط بين المجموعتين . وفي هذه الحالة يتم ترتيب افراد المجموعتين حيث تعطى الرتبة (١) للقيمة الأدنى والرتبة (٢) للقيمة التي تليها ، وهكذا حتى تحصل أكبر قيمة على أعلى رتبة بصرف النظر عن موضع المفحوص في أي من المجموعتين . ثم يحصل الباحث على مجموع هذه الرتب (ب ١) لكل مجموعة . فإذا كان عدد الافراد في المجموعتين مختلفا يختار الباحث اصغر المجموعتين ، أما إذا كان عدد المجموعتين متساويا فإنه يختار أي المجموعتين للرتب للتحليل . ويتم الحكم على مجموع الرتب المختار في ضوء توزيعه (أي توزيع مجموع الرتب وليس متوسط أو وسيط هذه الرتب) كما سنبين فيما يلي .

يؤكد الباحثون ان التوزيع الحقيقي للقيمة (ب ١) ، أي مجموع الرتب ، معلوم لكل من المجموعتين n_1 ، n_2 حين يصل حجم المجموعة ٢٥ حيث يقترب التوزيع من التوزيع الاعتدالي بشكل واضح ، وحين يكون عدد المفحوصين في كل من n_1 ، n_2 مساويا للعدد (٨ - ١٠) أو اكبر ، فإن الباحث يستخدم الاجراء الخاص بالعينة الكبيرة باستخدام طرق التقريب الى المنحنى الاعتدالي ، ويصل بذلك الى تقديرات للاحتتمالات المطلوبة ، والتي لم تختلف حينئذ كثيرا عن تلك التي يتم الحصول عليها من التوزيعات الحقيقية . وحينئذ يمكن للباحث ان يستخدم النسبة الحرجة (د) لاختبار دلالة الفروق بين المجموعتين المستقلتين كما يلي :

$$D = \frac{1 - (p_1^2 - p_1)}{\frac{n_1 n_2 (1 + n_1 + n_2)}{12}}$$

حيث أن p_1 = متوسط توزيع مجاميع الرتب (p_1) وبحسب

بالمعادلة الآتية لمجموعتين n_1 و n_2

$$= \frac{n_1 (1 + n_1 + n_2)}{2}$$

$$\sqrt{\frac{n_1 n_2 (1 + n_1 + n_2)}{12}}$$

= الانحراف المعياري لتوزيع (p_1) ومربعها يدل على تباين هذا التوزيع.

فإذا تساوت قيمة (D) أو زادت عن ١.٩٦ أو ٢.٥٨ يمكن رفض الفرض الصفري على أساس اختبار ذي طرفين عند المستوى ٠.٥ أو ٠.١. على التوالي وقبول الفرض البديل أن العينين من أصلين إحصائيين مختلفين. أما في حالة الاختبار ذي الطرف الواحد فإن القيمتين تصبحان ١.٦٤ (للمستوى ٠.٥) و ٢.٢٢ (للمستوى ٠.١)

مثال : (عن Ferguson, 1979)

حصل أحد الباحثين على الدرجات الآتية لمجموعتين من العمال في تقدير للكفاءة المهنية تعمل كل منها في مصنع مستقل :

٧٧	٧١	٧٠	٦٩	٥٧	٥٣	٥٢	٢٧	٢٣	٢٧	المجموعه الاولى		
٧٢	٦٣	٥٥	٥٠	٤٧	٤٥	٤٣	٢٩	١٦	١٤	٩	٦	المجموعه الثانية

أن الباحث عليه حينئذ أن يرتب المفحوصين ترتيباً تصاعدياً من الأدنى إلى الأعلى، بصرف النظر عن موضع المفحوص في المجموعة على النحو الآتي :

المجموعة الاولى	٥	٧	٨	١٣	١٤	١٦	١٨	١٩	٢٠	٢٢
المجموعة الثانية	١	٢	٣	٤	٦	٩	١٠	١١	١٢	١٧

وقد اختير مجموع رتب المجموعة الأولى (ب_١) وهو ١٤٢ لأنه الأصغر عدداً ، وحسب متوسط توزيع (ب_١) فبلغ م_{ب١} = ١١٥ . ويتطابق معادلة النسبة الحرجة السابقة نحصل على القيمة الآتية

$$D = \frac{1 - (115 - 142)}{\sqrt{\frac{(1 + 12 + 10) \times 12}{12}}} = 1.91$$

وحيث أن هذا المقدار أقل من ١.٩٦ فإن النسبة الحرجة غير دالة عند مستوى دلالة ذي طرفين وبالتالي يقبل الباحث الفرض الصغرى ، إلا أن هذه النسبة دالة على أي حال عند مستوى ٠.٥ للاختبار ذي الطرف الواحد ، ويتوقف القرار في النهاية على صيغة الفرض التجريبي (الفرض البديل) .

وبالطبع إذا كانت بعض القيم متطابقة تماماً فإن الباحث يرتب القيم بنفس الطريقة التي أشرنا إليها في حساب معامل ارتباط الرتب أي اعطاء جميع القيم المتساوية رتبا مساوية هي عبارة عن متوسط الرتب المتتالية التي تشغلها هذه القيم لو لم تكن متساوية . فإذا كانت هذه القيم المتساوية كثيرة العدد في البيانات فلا بد من تصحيح معادلة النسبة الحرجة السابقة لتصبح على النحو الآتي :

$$D = \frac{1 - (T_1 - T_2)}{\sqrt{\frac{(T_1 + T_2 - 1) \times \frac{(N_1 - 1)(N_2 - 1)}{N}}{12}}}$$

حيث أن $N = N_1 + N_2 + 1$ ، $T = \frac{(T_1 + T_2)}{2}$

والرمز (ت) يدل هنا على عدد القيم المتساوية عند كل رتبة . ويتطلب حساب (ط) جمع جميع مجموعات القيم المتساوية أو المتطابقة التي أعطيت رتبا متطابقة .

(٢) اختبار ولكوكسون للمقارنة بين مجموعتين مرتبطتين :

حين تكون البيانات موضع البحث عبارة عن مجموعة مقدارها (ن) من القيم أو الملاحظات المتزاوجة في المتغيرين (س) و (ص)، يمكن تطبيق اختبار الرتب أيضا، ويسمى الاختبار المستخدم في هذه الحالة باسم ولكوكسون .
Wilcoxon matched-pairs signed-ranks test

وفي هذا الاختبار تحسب المسافة أو الفرق (ق) بين كل زوج ، فإذا كانت القيمتان في الزوج الواحد متساويتين فإن ق = صفر وصينثد يستبعد هذا الزوج من التحليل . أما قيم (ق) الأخرى التي قد تكون موجبة أو سالبة فيتم استبعادها ، ويتم ترتيبها دون اعتبار للإشارة الجبرية (أي الاعتماد على قيم الفروق المطلقة) ويكون هذا الترتيب تصاعديا من الأدنى إلى الأعلى . فإذا كانت هناك رتبتان أو أكثر متطابقتين يعطى لها جميعا متوسط رتبها المتتالية فـسـي الترتيب الطبيعي كما لو كانت مختلفة . ويعطى لكل رتبة الإشارة الجبرية للفرق (ق) . فإذا كان (ق) موجبا كانت الرتبة المناظرة له موجبة ، والعكس صحيح . وتجمع الرتب الموجبة (ب +) والرتب السالبة (ب -) .

ويختبر الفرض الصفري في هذه الحالة كما يلي :

إذا كانت عينتا المقاييس (س) ، (ص) مشتقة من نفس الأصل الإحصائي فإن احتمال أن يكون الفرق (س - ص) موجبا وسالبا يساوي $\frac{1}{2}$. وبالتالي فإن احتمال أن تكون الرتبة المناظرة للفرق (س - ص) موجبا أو سالبا يساوي أيضا $\frac{1}{2}$.

وليباحث أن يختار اختبار (ب +) أو (ب -) . لنفرض أن الباحث اختار مجموع الرتب الموجبة . إنه حينثد يحسب متوسط هذه الرتب وتباينها كما يلي :

$$\begin{aligned} \mu_{ب+} &= \frac{n(n+1)}{4} \\ \sigma_{ب+}^2 &= \frac{n(n+1)(n+2)}{24} \end{aligned}$$

ثم يطبق معادلة النسبة الحرجة الآتية :

$$D = \frac{(b + 1) - \frac{n(n+1)}{4}}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{4}}}$$

ويطبق على القيمة المحسوبة الحدان ١.٩٦ ، ٢.٥٨ لمستوى الدلالة ٠.٥ ، ٠.١ للاختبار ذي الطرف الواحد .

مثال : (عن Ferguson, 1979)

فيما يلي بيانات عينة من المفحوصين في مقياس (س) ، (ص) وقد حسب لها الفرق (ق) والرتبة (ب)

المفحوص	أ	ب	ج	د	هـ	و	ز	ح	ط	ي
الدرجة في (س)	١٥	١٩	٢١	٢٦	١٠	١١	١٩	١٥	١٠	١٦
الدرجة في (ص)	١٩	٢٠	٢٦	٨	١٠	٦	١٧	١٣	٢٢	٨
الفرق (ق)	٤-	١١-	٥	٢٨	صفر	٥	٢	٢	١٢-	٨
الرتبة (ب)	٣-	٧-	٤.٥	٩		٤.٥	١.٥	١.٥	٨-	٦

ومن هذا المثال فان :

$$(١) \text{ مجموع الرتب الموجبة (ب +) } = ٢٧$$

$$(٢) \text{ م ب } = \frac{(١ + ١٠) ١٠}{٤} = ٢٧.٥$$

$$(٣) \text{ ع ب } = \frac{(١ + ١٠ \times ٢) (١ + ١٠) ١٠}{٢٤} = ٢٤$$

$$(٤) \text{ د } = \frac{٢٧.٥ - ٢٧}{\sqrt{\frac{٢٤}{٢٤}}} = ١.٠٢$$

وهي غير دالة عند مستوى (٠.٥) وبالتالي يقبل الباحث الفرض الصفري عند كل من الطرفين الواحد والطرفين

(٢) اختبار كروسكال - واليس للترتيب باستخدام أكثر من مجموعتين مستقلتين :

تعتبر طريقة كروسكال - واليس Kruskal-Wallis نوعاً من تحليل التباين ذي البعد الواحد للبيانات الرتبية . وهي من ناحية أخرى توسيع لطريقة ولكوكسون الى أي عدد من المجموعات المستقلة (أكثر من مجموعتين) . ويكون الفرض الصفري أن العينات المستقلة (ك) مشتقة من نفس الأصل الإحصائي .

ولتطبيق هذا الاختبار لا بد أن ترتب جميع الملاحظات (المفحوصين) في جميع المجموعات ترتيباً تصاعدياً بالطريقة التي بينها آنفاً . ثم يحصل الباحث على مجموع الرتب (ب) لكل مجموعة من مجموعات البحث البالغ عددها (ك) . فإذا كان الفرض الصفري صحيحاً يكون متوسط مجموع الرتب (م ب) مساوياً لمتوسط رتب المجموعات ، ومساوياً أيضاً لمتوسط رتب المفحوصين الذي يساوي $\frac{1}{2}(1 + n)$.

والاختبار المستخدم في هذه الطريقة يسمى اختبار (هـ) وهو يقترب من توزيع كاي^٢ (حيث درجات الحرية = ك - ١) . ويحسب بالمعادلة الآتية :

$$هـ = \frac{12}{n(n+1)} \times \text{مجم} \left(\frac{\sum R_k^2}{n} \right) - \frac{1}{2}(1+n)$$

وفي حالة وجود قيم متساوية كثيرة تستخدم المعادلة الآتية لتصحيح اثر الرتب المتساوية .

$$هـ = \frac{\frac{12}{n(n+1)} \times \text{مجم} \left(\frac{\sum R_k^2}{n} \right) - \frac{1}{2}(1+n)}{\frac{\sum T}{n-1} - 1}$$

مثال : عن (Ferguson, 1979)

اليك بيانات ثلاث مجموعات مستقلة من المفحوصين في اختبار تحصيلي :

المجموعة (١)	٣	٧	١١	١٦	٢٢	٢٩	٣١	٣٦
المجموعة (٢)	٣	٤	٧	١٨	١٩	٣٢		
المجموعة (٣)	٢٢	٢٨	٤٦	٤٧	٤٧	٥٠	٥٢	٥٤

ولعلك تلاحظ في هذا المثال ان :

$$٨ = ١, ٦ = ٢, ٩ = ٣, ٩ = ٣, ٦ = ٢, ٨ = ١, ٩ = ٣, ٦ = ٢, ٨ = ١$$

وبترتيب جميع المفحوصين (ن = ٢٣) نحصل على الرتب الآتية :

المجموعة (١)	١٥	١٢	١٢	١٠	٥	٧	٦	٤	٥	١٥
المجموعة (٢)						٨	٤	٥	٣	١٥
المجموعة (٣)	٢٣	٢٢	٢١	٢٠	١٨	١٨	١٧	١٦	١٥	١٠

وبحساب مجموع الرتب فان ب = ١, ٦٩٥ = ٢, ٤٠ = ٣, ١٦٦٥ = ٣

وبحساب عدد مجموعات القيم المتساوية نجدها = ٤ , كل منها لمفحوصين . ومعنى ذلك ان $٢ = ٢ - ٢ = ٠$

اما مجط (اي مجموع الرتب المتساوية في المجموعات الست) فيساوي $٢٤ = ٦ \times ٤$ ويمكن حساب القيمة (هـ) كما يلي

$$= هـ \frac{(1 + 23) \cdot 2 - \left(\frac{1665}{9} + \frac{40}{6} + \frac{695}{8} \right) \times \frac{12}{(1 + 23) \cdot 23}}{\left(\frac{24}{23 - 2 \cdot 23} \right) - 1}$$

$$= ١٣٨٨$$

وبالكشف عن دلالة هذه القيمة في جدول قيم كا^٢ عند درجات حرية = ٢ نجد انها دالة عند مستوى ٠.١ ومعنى ذلك رفض الفرض المفسري وقبول الفرض البديل .

(٤) اختبار فريدمان للرتب باستخدام أكثر من مجموعتين مرتبطتين:

يعود الفضل الى فريدمان Friedman في ابتكار أسلوب إحصائي لاختبار دلالة الفروق بين رتب أكثر من مجموعتين مرتبطتين ، وهو أسلوب اقرب الى أسلوب تحليل التباين ذي البعدين ، ولكن باستخدام البيانات الرتبية بدلا من بيانات النسبة او المسافة . وفي هذه الحالة تكون البيانات عبارة عن ترتيب الافراد انفسهم في عدد من الشروط التجريبية المختلفة .

مثال : (عن Ferguson, 1979)

فيما يلي درجات ٨ مفحوصين في ٤ شروط تجريبية مختلفة ويوضح الجدول رقم (١١٧) هذه البيانات

جدول (١١٧) بيانات ٨ مفحوصين في ٤ شروط تجريبية

المفحوصون	الشروط التجريبية			
	أ	ب	ج	د
١	٤	٥	٩	٣
٢	٨	٩	١٤	٧
٣	٧	١٣	١٤	٦
٤	١٦	١٢	١٤	١٠
٥	٢	٤	٧	٦
٦	١	٤	٥	٣
٧	٢	٦	٧	٩
٨	٥	٧	٨	٩

ويمكن ترتيب البيانات في الجدول السابق على النحو المبين في الجدول رقم (١١٨)

جدول رقم (١١٨) رتب المفحوصين في الشروط التجريبية
الاربعة

المفحوصون	الشروط التجريبية			
	أ	ب	ج	د
١	٢	٣	٤	١
٢	٢	٢	٤	١
٣	٢	٣	٤	١
٤	٤	٢	٢	١
٥	١	٢	٤	٢
٦	١	٢	٤	٢
٧	١	٢	٢	٤
٨	١	٢	٢	٤
ب ١	١٤	٢٠	٢٩	١٧

ومن الجدول السابق تحسب الاحصاءة (س) على النحو الاتي :

$$س = مج (ب - ١ - م)$$

حيث ان :

ب = مجموع الرتب في كل عمود يدل على شرط او معالجة

م = متوسط مجموع الرتب

س = مجموع مربعات مجاميع الرتب حول متوسط مجموع الرتب

وحيث يختبر الفرض الصفري بان مجاميع الرتب في الشروط المختلفة متساوية وبالتالي فان القيمة (س) تصبح مساوية للصفر . ولاختبار هذا الفرض يستخدم اختبار تقريبي لـ (كا^٢) على النحو الاتي :

$$كا^٢ ب = \frac{١٢ س}{ن ك (١ + ك)}$$

وتختبر دلالة هذا المقدار من جداول كا^٢ بدرجات حرية = ك - ١ ولتسهيل حساب كا^٢ يمكن تبسيط المعادلة على النحو الآتى:

$$\chi^2_{\text{كا}} = \frac{12}{n \cdot k (1 + k)} \times \text{مجم ب}^2 - 3 \cdot n (1 + k)$$

وبتطبيق هذه المعادلة على بيانات الجدول رقم (١١٨) نحصل على القيمة الآتية :

$$\chi^2_{\text{كا}} = \frac{12}{(1+4)4 \times 8} - (217 + 229 + 220 + 214) \times 3 - (1+4) \times 8 = 9.45$$

وبالكشف من هذه القيمة في جدول كا^٢ عند درجات حرية = ٤ - ٣ نجد دالة عند مستوى ٠.٢ فإذا كان هذا المستوى من الثقة مقبولا من الباحث فإنه يستطيع ان يرفض الصفري ويستنتج ان العينات لا يمكن ان تكون مشتقة من نفس الاصل الاحصائي وان الفروق بين الشروط التجريبية تحدث في نفس المفحوصين أشارا فارقة.

الباب السادس
تحليل بيانات المقاييس
الاسمية

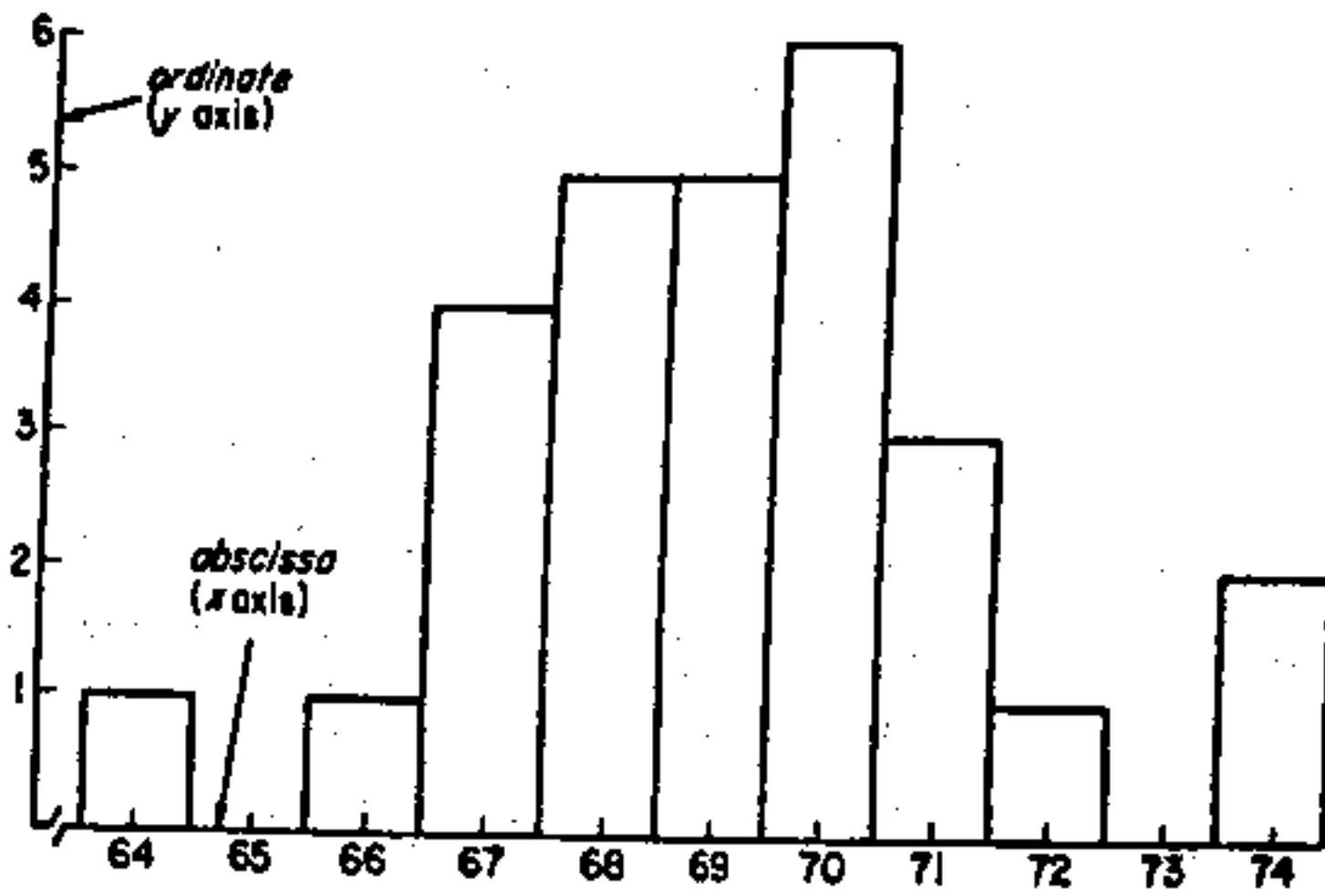
الفصل الحادي والعشرون

الاحصاء الوصفي للبيانات المقاييس الاسمية

أشرنا في الفصول المبكرة من هذا الكتاب الى ان المقاييس الاسمية تستخدم الاعداد لتشير الى الافراد او الفئات دون ان يتضمن استخدام الاعداد هنا لغة الكم ، وكل ما يقوم به الباحث في حالة هذا النوع من المقاييس هو (عد) عدد الحالات التي تقع في كل فئة. أى ان الاهتمام الرئيسى هنا بالتكرار. وتعامل الفئات على انها من نوع الكم المنفصل. وبالطبع قد تكون هذه الفئات من نوع مقاييس الكم المتصل ، الا اننا لا نراض التحليل الاحصائي نعاملها على انها من نوع الكم المنفصل .

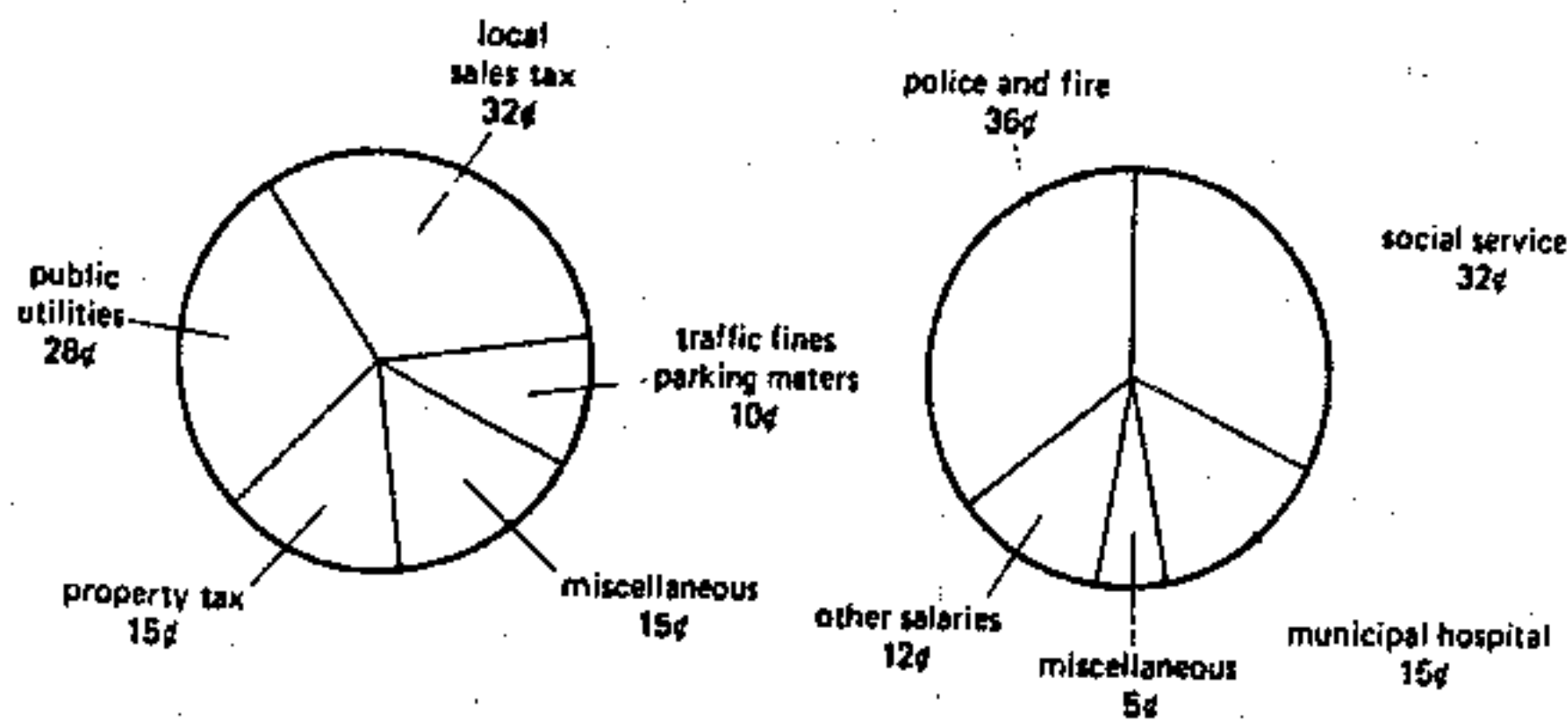
تمثيل البيانات الاسمية بالرسم

المدرج التكرارى histogram هو أكثر مور التمثيل بالرسم تعبيرا عن البيانات الاسمية ، وفيه تمثل على المحور الافقى الفئات " الكيفية " او الفئات الكمية التى عوملت على انها من نوع الكم المنفصل فاصبحت تنتمى الى الفئات الكيفية كذلك . اما التكرار فيتمثل حسب المعتاد على المحور الرأسى ، ثم تقام اعمدة على كل فئة بارتفاع تكرارها تلخص البيانات. ويوضح الشكل رقم (٥٧) مدرجا تكراريا يمثل عدد التلاميذ في سبعة فصول مختلفة باحدى المدارس. ويمكن بالطبع التعبير عن البيانات الرتبية والمسافية بهذه الطريقة. ولو ان المفضل معها هو المخطط التكرارى والمنحنى التكرارى الذى يهذب به .



الشكل (٥٧) مدرج تكرارى لبيانات اسمية

كما يمكن تمثيل البيانات بطرق اخرى غير الرسم البياني كما
هو موضح فى الشكل رقم (٥٨)



الشكل (٥٨) بعض الامور الاخرى للتعبير عن البيانات
الاسمية بالرسم

مقاييس الخرج المركزية للبيانات الاسمية

(١) النسب والنسب المئوية :

عادة ما يستخدم في تحليل التكرارات النسب والنسب المئوية والمثال التالي يوضح ذلك .

مثال :

لاحظ احد المدرسين اختلاف عدد التلاميذ والتلميذات في فئتين من الفصول التي يقوم بالتدريس لها ، كما يتبين من الجدول رقم (١١٩) .

جدول رقم (١١٩)

تكرار تلاميذ فئتين حسب الجنس

تكرار الذكور تكرار الاناث المجموع			
الفصل (أ)	٣٠	٣٠	٦٠
الفصل (ب)	٣٠	٢٠	٥٠
المجموع	٦٠	٥٠	١١٠

ان هذا المعلم لا يستطيع أن يستنتج من الجدول السابق ان الوضوح النسبي للذكور في الفئتين متساو ما دام عدد التلاميذ الذكور متساو. ويغيد في المقارنة ان يقوم بتحويل التكرارات المتضمنة في الجدول السابق الى نسب او نسبة مئوية كما هو موضح في الجدول (١٢٠)

جدول رقم (١٢٠)

تحويل التكرارات الى نسب ونسب مئوية

نسب الذكور	نسب الاناث	النسبة المئوية للذكور	النسبة المئوية للاناث
الفصل (أ)	٥٠	٥٠٪	٥٠٪
الفصل (ب)	٦٠	٦٠٪	٤٠٪

وقد حملنا على نسبة الذكور في الفعل (أ) مثلاً بقسمة تكرارهم على المجموع الكلي لتلاميذ هذا الفعل (أى $\frac{20}{100}$) فبلغت ٢٠٪، وحملنا على نسبتهم في الفعل الثانى بنفس الطريقة (أى $\frac{20}{100}$) فبلغت ٢٠٪. أما النسبة المئوية فقد حملنا عليها بضرب النسبة السابقة $\times 100$. ولعلك لاحظت بعد هذا التحويل أن الذكور يمثلون نسبة (٢٠٪) أو نسبة مئوية (٢٠٪) أكبر من الإناث في الفعل (ب) بينما تتساوى النسبتان في الفعل (أ). وتدلل بالطبع النسبة ٥٠٪ على نقطة التوسط (أو الوسط) أو الشجرة المركزية .

(٢) استخدام النسبة للتعبير عن "متوسط" البيانات الاسمية :

يمكن استخدام النسبة مباشرة للتعبير عن "متوسط" البيانات الاسمية لنفرض أن الباحث يريد أن يحمل على مقياس للشجرة المركزية لبيانات اسمية حمل عليها من اداء عينة من المفحوصين على سؤال موضوع في اختبار للذكاء (أو التحصيل) ، الإجابة عليه إما صحيحة (ص) أو خاطئة (خ) ، أن الفئتين (ص) ، (خ) في هذه الحالة يمكن إدراكها على أنها من نوع القيم المنفصلة حيث الإجابة على السؤال من نوع (إما...أو) ، أو من نوع (الكل) أو (لا شيء) ، ويصدق ذلك على الإجابات على السؤال (نعم) أو (لا) و (بموافق) أو (معارض) وهكذا من البيانات المنفصلة إلى فئات يمكن إدراكها على أنها من النوع الاسمى .

أن الباحث في هذه الحالة يحمل على متوسط البيانات الاسمية مباشرة بالمعادلة الآتية :

$$\frac{\sum N_i}{N} = M$$

حيث يدل الرمز N_i على عدد المفحوصين الذين أجابوا على السؤال في الاتجاه (أ) ، وقد يكون هذا الاتجاه هو اتجاه الإجابة الصحيحة (ص) ، أو الاتجاه بالإجابة بنعم ، أو بالتعبير عن الاستجابة بالموافقة الخ . أما الرمز (ن) فيدل على العدد الكلى للمفحوصين

ويشمل ذلك بالطبع الذين اصابوا واخطأوا ، او الذين اجابوا بنعم ولا ، او الذين وافقوا و عارضوا العبارة .

ويمكن ان نسمي المعامل المحسوب بهذه الطريقة بمعامل الشيوخ
تحريحا لما التصق به من تسمية خاصة هي معامل السهولة، والحقيقة
ان مصطلح معالم السهولة لا يملح بالطبع الا مع مقاييس الاداء الاقصى
(الذكاء - القدرات - التحصيل ١٠٠٠ الخ) اما في حالة مقاييس
الاتجاهات واختبارات الشخصية (الاداء المميز) فالمصطلح لا يملح
للاستخدام في هذه الحالة، ولهذا آثرنا ان نطلق عليه تسمية اكثر
عمومية هي معامل الشيوخ (فؤاد ابو حطب ، ١٩٧٧) .

(٣) المصنوع :

المصنوع او الشائع Mode هو مقياس لانزعة المركزية
يستخدم مع البيانات من نوع الرتبة او المسافة (والنسبة) حين تعامل
على انها بيانات من النوع الاسمي ، ويدل على اكثر الدرجات (في
حالة مقاييس المسافة) او الرتب (في حالة مقياس الرتبة) شيوعا
او حدوثا في التوزيع التكراري .

وبالتبع يمكن استخدامه ايضا مع بيانات المقاييس الاسمية
ومن ذلك مثلا حين يريد الباحث معرفة " منوال " الكليات الجامعية
اي الكلية الجامعية التي تضم اكبر عدد من الطلاب ، او سلاح الجريمة
الممنوال اي الذي يشيع استخدامه في الجريمة اكثر من غيره وهكذا .

وبالتبع اذا كانت جميع الفئات او الدرجات او الرتب لها نفس
التكرار (توزيع مستطيل مثلا) فاننا في هذه الحالة لا نستطيع ان
نحدد لها منوالا . واذا كانت هناك فئتان او رتبتان او درجتان
متتابعتان (او اكثر) ولها نفس التكرار المرتفع فاننا في هذه الحالة
نحسب لهما (اولها) نقطة توسط (او وسيط) ، الذي يعد في هذه الحالة
منوالا . اما اذا كانت هذه الفئات ذات اعلى التكرارات متباعدة
فاننا نصف التوزيع في هذه الحالة بأنه ذو منوالين ، او متعدد
القمم اذا كان له اكثر من منوالين . قد تكون إحدى هذه القمم
كبيرة او صغيرة .

ولتوضيح طبيعة المنوال تأمل المثال الآتى :

الدرجة (س) : ٣ ٤ ٥ ٦ ٧ ٨

التكرار (ك) : ٢ ٨ ١٩ ١٠ ٧ ١

ومنه نستنتج ان الدرجة ٥ تقابل اكبر تكرار وهو ١٩، وحينئذ
تعتبر الدرجة (ن) فى هذه الحالة هى المنوال .

اما فى حالة التوزيع التكرارى لفئات الدرجات فان المنوال
يقابل منتصف الفئة التى يقع فيها اكبر تكرار كما موضح فى
الجدول (١٢١) .

جدول (١٢١)

حساب المنوال من فئات الدرجات

فئات الدرجات	منتصف الفئات	التكرار
٠	٤	٤
٥	٩	١
١٠	١٤	١
١٥	١٩	١٠
٢٠	٢٤	٣
٢٥	٢٩	٥
٣٠	٣٤	٣
٣٥	٣٩	٠
٤٠	٤٤	١

ن = ٢٨

من هذا الجدول يتضح ان الفئة (١٥ - ١٩) يقع فيها اكبر تكرار
وهو ١٠ وبالتالي فان المنوال هو منتصف هذه الفئة أى ١٧ .

ولوجود علاقات رياضية معينة بين المنوال ومقياس النزعة المركزية الآخرين وهما المتوسط والوسيط يمكننا تقدير المنوال من كل منهما . والمعادلة التقريبية البسيطة في هذا العدد هي :

$$\text{المنوال} = (2 \times \text{الوسيط}) - (2 \times \text{المتوسط})$$

وبعبارة اخرى فان المنوال يساوي ثلاثة امثال الوسيط مطروحا منه ضعف المتوسط ويمكن استخدام هذه المعادلة في حالة عجزنا عن حساب المنوال وخاصة حين يوجد اكثر من فئة واحدة لها نفس التكرار المرتفع .

مقارنة بين المقاييس الثلاثة للنزعة المركزية :

يمكن اجراء المقارنات الاتية بين المقاييس الثلاثة للنزعة المركزية :

(١) المنوال هو اسهل المقاييس الثلاثة في حسابه يليه المتوسط ثم الوسيط. فالمتوسط اسهل من الوسيط لانه لا يتطلب تحوير البيانات الى نظام اخر (كالتنظيم الرتبي) . وبالطبع فان الترتيب يكون سهلا في حالة العينات الصغيرة ، ولكنه يصبح شاقا ومضيقا للوقت في حالة العينات الكبيرة . وبالطبع لا يمكن حساب الوسيط مباشرة باستخدام الالات الحاسبة بسبب الحاجة الى ترتيب البيانات اولا ، الا ان ذلك لا يعنى عدم استطاعتنا حسابه باستخدام هذه الالات .

(٢) اذا كانت البيانات من نوع النسبة والمسافة فان المقاييس الثلاثة جميعا تصلح للاستخدام معها ، اما في حالة البيانات الرتبية فلا يصلح لها المتوسط بينما يصلح للاستخدام معها كل من الوسيط والمنوال . اما البيانات الاسمية فلا يصلح لها الا المنوال فقط .

- (٣) المتوسط هو افضل مقياس النزعة المركزية للتوزيعات الاعتدالية او الاقرب اليها . اما حين تكون التوزيعات فيسر اعتدالية فان المتوسط قد يؤدي الى معلومات خاطئة ——— التوزيع ، ولذلك يستخدم في هذه الاحوال احد المقياسيين الاخرين (الوسيط او المنوال) ويكون ادق من المتوسط حينئذ في وصف التوزيع .
- (٤) المتوسط على درجة كبيرة من الحساسية للقيم المتطرفة في احد طرفي التوزيع وخاصة اذا لم توازن هذه القيم بقيم اخرى متطرفة في الطرف الثاني من التوزيع . اما الوسيط والمنوال فلا يتأثران بهذه القيم المتطرفة . وفي هذه الحالة يفضل الوسيط (ثم المنوال) على المتوسط ، وخاصة في العيّنات الصغيرة حيث تؤثر اي قيمة متطرفة على المتوسط . وعلى الرغم من ان عدم حساسية الوسيط والمنوال للدرجات المتطرفة تبدو عيبا فيهما لانهما تعنى فقدان بعض البيانات الا انه توجد بعض المواقف وانواع من البيانات (كالدخول السنوية والشهرية لافراد ومستويات وظيفية متباينة) يفضل فيها استخدام الوسيط او المنوال في تحديد ما يسمى "القيمة المميزة" ، حتى لا يؤدي استخدام الدرجات المتطرفة الى تشويه مقياس النزعة المركزية .
- (٥) المتوسط هو مقياس النزعة المركزية الوحيد الذي تتوازن فيه الانحرافات السالبة منه مع الانحرافات الموجبة بحيث يعبرح مجموعها الجبري صفرا . كما ان مربعات هذه الانحرافات ——— المتوسط (او مربعات العزوم حول المتوسط) اصغر من مجموع مربعات انحرافات اخرى عن اي مقياس آخر للنزعة المركزية . وتلعب خاصية المربعات المفقرة هذه دورا هاما في الاحصاء كما بينا من قبل .
- (٦) في التوزيع الاعتدالي تتطابق قيم مقياس النزعة المركزية الثلاثة . اما في حالة الالتواء فان القيم تختلف مواضعها . ففي حالة الالتواء الموجب يحتل الوسيط موضع المنتصف ويكون المنوال الى يساره والمتوسط الى يمينه . اما في حالة الالتواء السالب فان المنوال يكون الى يمين الوسيط والمتوسط الى يساره .

مقاييس التشتت للبيانات الاسمية

(١) المدى المطلق او المدى الكلى :

المدى المطلق او الكلى هو ابسط طرق تحديد الاختلاف او التشتت واسهلها فى الحساب والاستخدام الا انه اقلها ثباتا ودقة . وهو ليس جوهره مقياس للسعة ، وبحسب مباشرة بتحديد الفرق بين اكبر عدد واقل عدد فى البيانات المتوافرة على النحو الاتى :

$$\text{المدى المطلق} = \text{اعلى درجة} - \text{اقل درجة}$$

وقد يضاف الى ذلك الواحد الصحيح حتى يصبح المدى شاملا لجميع الدرجات او الحالات (المدى الكلى) .

وتقتصر قيمة المدى على مجرد الفحص المبدئى للبيانات حيث يمكن للباحث ان يستنتج مبدئيا ان المجموعات ذات المدى الكلى او المطلق الاكبر فيها تشتتا واختلاف اكبر . كما يستخدم المدى حين يتطلب الامر معلومات عن الحالات المتطرفة فى التوزيع .

والواقع ان المدى المطلق او الكلى ليس مؤشرا جيدا على الاختلاف او التشتت لان سعة قيمته تتحدد اساسا بالقيمتين المتطرفتين فقط هما الدرجة العليا والدرجة الدنيا ، ولا يفيد فى تقسيم القيم او التكرارات الى مستويات كما هو الشأن فى الانحراف المعياري او وحدات التقسيم فى المقاييس الرتبىة (الامشاريات او المشينيات مثلا) . بالاضافة الى ذلك فان وجود درجة متطرفة واحدة بالزيادة او النقص تؤدي الى تضخم المدى بشكل كبير ، ويكون التضخم فى هذه الحالة امطناعيا ولا يدل على التشتت الواقعى .

وعلى ذلك فان المدى المطلق او الكلى ، على الرغم من انه سهل الفهم وبسيط الحساب - الا ان استخداماته قليلة جدا فى التحليل الاحصائى لانه لا يزودنا الا بالقليل من المعلومات لاعتماده كما قلنا على درجتين متطرفتين فحسب .

ومع ذلك فإنه في بعض الأغراض العملية قد يفيد المدى المطلق كثيرا . فالمدرس مثلا قد يرغب في معرفة الدرجة الدنيا والدرجة العليا في امتحان اجراه لتلاميذه . ويعطيه المدى المطلق في هذه الحالة معلومات اولية عن مدى جودة او سوء درجة طالب معين . كما ان المدى المطلق ملحوظ بشكل واضح في الكتب والموسوعات التي تسجل الارقام القياسية (كموسومة جنيس الشهيرة) . ومن مظاهر الاهتمام بالمدى المطلق ايضا ما نلاحظه من تسجيل يومى لدرجة الحرارة الكبرى والصغرى . ومع ذلك فإنه باستثناءات قليلة جدا ليس للمدى المطلق الا فائدة علمية محدودة في تحليل البيانات . اضاف الى ذلك انبه لا يصلح عمليا للمقارنة بين المجموعات . انه يعطيك نظرة سريعة تقارن بها بين التوزيعات المختلفة لمعرفة مدى تشابهها ، الا ان الشرط الجوهرى في هذه الحالة تساوى عدد الدرجات في التوزيعين ، اما اذا اختلف عدد الدرجات (ن) من توزيع لآخر فان المدى المطلق لن يكون مفيدا ابدا حتى في هذا النوع البسيط من المقارنات .

العلاقة بين مقاييس التشتت الثلاثية :

يمكن اجراء المقارنات الاتية بين مقاييس التشتت الثلاثية :
الانحراف المعياري ونصف المدى الربيعي والمدى المطلق .

(١) يمتد حجم المدى المطلق بالنسبة للانحراف المعياري في مدى يمتد بين اربعة امثال الانحراف المعياري الى ستة امثاله اعتمادا على حجم العينات . كما يمكن تقسيمه الى اى عدد من الاقسام في بيانات الرتبة ومن ذلك اربعة اقسام في حاسبة الارباعيات ، وعشرة اقسام في حالة الاشاريات ، ومائة قسم في حالة المئينيات .

(٢) اذا كان التوزيع اعتداليا او اقرب اليه فان العلاقة بين الانحراف المعياري ونصف المدى الربيعي تعبر كالاتى :
نصف المدى الربيعي = $0.7745 \times$ الانحراف المعياري
الانحراف المعياري = $1.28 \times$ نصف المدى الربيعي

التباين والانحراف المعياري للبيانات الاسمية :

لو افترضنا ان لدينا سؤال او عبارة في اختبار او استبيان وكانت الاجابة ذات وجهة معينة فتحصل احدى الوجهتين (أ) مسمى الدرجة (١) ولتكن وجهة (الموافق) في اختبار موضوعي ، او (نعم) في استبيان ، او (وجود السمة) في قائمة ملاحظة ، في مقابل الوجهة (ب) التي تحصل على الدرجة (صفر) ولتكن وجهة (الخطأ) او (لا) او (عدم وجود السمة) ، فاننا في هذه الحالة يمكن ان نحسب التباين للسؤال الواحد او العبارة الواحدة كما يلي :

(١) لعلك تذكر ان المعادلة الاساسية لحساب التباين هي :

$$\sigma^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n}$$

$$= \frac{\sum x^2}{n} - \left(\frac{\sum x}{n} \right)^2$$

(٢) الا اننا في حالة السؤال الواحد او العبارة الواحدة (وهي هنا نوع من البيانات الاسمية) تكون $\sum x = \sum \text{مجم}$ حيث ان $\sum x$ هو ببساطة هو عدد الافراد الذين اجابوا على السؤال او العبارة في الاتجاه (أ) وحملوا مسمى الدرجة (١) .

$$\therefore \sigma^2 = \frac{\sum x^2}{n} - \left(\frac{\sum x}{n} \right)^2 = \frac{\sum x^2}{n} - \frac{(\sum x)^2}{n}$$

حيث يدل الرمز (أ) على نسبة الذين اجابوا على السؤال في الاتجاه (أ) . فاذا كان (١ - أ) يقابل الوجهة الاخرى للاستجابة ، اي (ب) اي نسبة الذين اخطأوا او اصابوا بلا او المعارضة او الذين لم تظهر فيهم السمة في قائمة الملاحظة ، وبالتالي حملوا على الدرجة (صفر) كما بينا .

$$\therefore \sigma^2 = 1 \times \text{ب}$$

بالطبع ، إذا لم يعمل الباحث على مثل هذه النتيجة ، وأصبح معامل الارتباط بين التحميل والقلق صفراً أو غير دال ، أو تناقص بشكل حاد بعد عزل أثر الذكاء ، فإنه يستنتج من ذلك أن القلق لا يفسف شيئاً يستحق الاهتمام .

فإذا افترضنا أن اختبارات القلق والتحميل والذكاء يرمز لها بالاعداد ١ ، ٢ ، ٣ فإن الدرجة المعينة Parlialed باختبار القلق بعد عزل أثر الذكاء تصبح كما يلي :

$$D_{3-1} = D_1 - r_{12} D_2$$

حيث أن :

D_{3-1} = الدرجة المعيارية المعينة في اختبار القلق بعد استبعاد التباين المفسر باختبار الذكاء .

D_1 = الدرجة المعيارية في اختبار القلق .

D_2 = الدرجة المعيارية في اختبار الذكاء .

r_{12} = معامل الارتباط بين القلق والذكاء .

وبالمثل في الدرجة المعينة في اختبار التحميل بعد عزل أثر الذكاء تصبح كما يلي :

$$D_{3-2} = D_2 - r_{23} D_3$$

حيث D_2 = الدرجة المعيارية في اختبار التحميل .

r_{23} = معامل الارتباط بين التحميل والذكاء .

وفي هذا يجب أن ننبه إلى أن معامل الارتباط بين الدرجات المعينة لمتغيرين والمتغير المستخدم في التقدير (وهو هنا المتغير

جدول رقم (١٢٢)
بيانات مقياسين اسميين

المرضى	الاسوياء	المجموع
الذكور (٢٥)	(٢٧)	٧٢
الاناث (١٤)	(٣٤)	٤٨
المجموع ٤٩	٧١	١٢٠

واراد هذا المعلم ان يحلل البيانات الاسمية فى الجدول السابق ليستخلص منه ما اذا كانت توجد علاقة بين الجنس والنجاح المدرسى . انه عليه فى هذه الحالة ان يحسب معامل ارتباط فاي ، وذلك بتحويل التكرار الثنائى للاعداد بين القوسين فى الجدول السابق الى اللغة الرمزية كما يلى :

المرضى	الاسوياء
الذكور أ	ب
الاناث ج	د

ثم تطبق المعادلة الاتية :

$$r = \frac{ad - bc}{\sqrt{(a+b)(c+d)(a+c)(b+d)}}$$

وبالتعويض عن رمز المعادلة فإن :

$$r = \frac{(14 \times 27) - (34 \times 35)}{(71 \times 59 \times 48 \times 72)} = 0.19$$

ونحب أن نشبه هنا إلى أنه لو كان أحد المتغيرين مقسماً تقسيماً متساوياً بين الفئتين اللتين يعنف إليهما وليكن مثلاً متغير الصحة حيث عدد المرضى يساوى عدد الأسوياء ولنفرض أن خانات الجدول الرباعي على النحو المبين في الجدول رقم (١٢٣) .

جدول رقم (١٢٣)

بيانات مقياسين اسميين

المرضى	الأسوياء	المجموع
الذكور	٢٠٤ (ب)	٤٧٣
الاناث	٢٩٦ (د)	٥٢٧
المجموع	٥٠٠	١٠٠٠

ان معادلة معامل ارتباط فاي في هذه الحالة يمكن تبسيطها على النحو الاتي :

$$r = \frac{a - b}{(a + b)(c + d)} = 0.12$$

$$= \frac{204 - 296}{473 \times 527}$$

(٢) معامل الارتباط الجيمى :

من الملاحظ على معامل ارتباط فاي أن قيمته تتأثر ببعض الشروط التى يجب ان تتوافر فى الجدول الرباعى الذى منه يحسب، والا فانه يكون اصغر من المتوقع ، ولا يمكن ان يصل الى الحدود القموى لمعامل الارتباط (+١ ، -١) ، فلا يمكن الوصول بمعامل الارتباط الى هذه الحدود الا اذا كانت القيمة $(أ + ب) = (أ + ج)$ وبالتالى $(ج + د) = (ب + د)$ أى ان المتوسطين منساويان . وكلما زاد الفرق بين القيمتين زاد معامل الارتباط انخفاضاً عن التقدير الحقيقى لقيمتيه .

وبسبب هذا الاثر المميز لمعامل ارتباط فاي الناجم عن الفروق بين المتوسطات اقترح بعض العلماء مؤشرات عديدة للعلاقة لا تتأثر باتجاه القياس ، أى بعبارة اخرى يتم فيها المساواة بين المتوسطات . واول هذه المؤشرات هو المؤشر الجيمى $G\ index$ الذى اقترحه هولس وجيلفورد عام ١٩٦٤ . وقد ظهر فى الاصل لحساب معامل الارتباط بين شخصين فى اجابتهما على استبيان يتألف من عدة اسئلة يجاب عليها (بنعم) او (لا) ، أى بيانات اسمية حقيقية من النوع الذى تستخدم معه بالفعل معامل ارتباط فاي .

ويحسب المعامل الجيمى بالمعادلة الآتية :

$$r_g = \frac{(\bar{A} + \bar{D})^2 - (\bar{B} + \bar{C})^2}{n}$$

حيث أن :

\bar{A} ، \bar{D} = نسبة الافراد فى الخانتين A ، D فى الجدول الرباعى ويمكن صياغة المعادلة السابقة على النحو الآتى :

$$r_g = \frac{(\bar{A} + \bar{D})^2 - (\bar{B} + \bar{C})^2}{n}$$

حيث تدل الرموز \bar{A} ، \bar{B} ، \bar{C} ، \bar{D} على النسب في الخانات المناظرة في الجدول الرباعي .

وبتطبيق أي من هاتين المعادلتين على بيانات الجدول رقم (١٢٣) نحصل على معامل ارتباط $r = 0.2$ وهو معامل يتطابق تماما مع معامل ارتباط فاي في هذه الحالة خاصة لأن القيمة $(A + C)$ تكاد تساوي القيمة $(B + D)$. أما إذا كان هذان المتوسطان غير متساويين أو مختلفين اختلافا كبيرا فإن قيمتي المعاملين تختلفان .

ويمكن صياغة معادلة أبسط لحساب المعامل الجيمي من التكرارات مباشرة (بدلا من التحويل إلى نسب) على النحو الآتي :

$$r_g = \frac{(A + D) - (B + C)}{n}$$

(٣) معامل الارتباط الرباعي :

يحسب معامل الارتباط الرباعي Tetrachoric بين مجموعتين من البيانات تم تصنيفها عشوائيا إلى فئتين ، بينهما توزيع المتغير في حقيقته هو من نوع القيم المتعلقة والتي ترتبط خطيا ويعتقد عليها التوزيع الاعتدالي . وعند توافر الشروط المناسبة فإن معامل الارتباط الرباعي يكون مكافئا لمعامل ارتباط بيرسون ويعتبر تقريبا له .

مثال :

نفرض أن الباحث أراد حساب معامل الارتباط بين حضور التلاميذ وغيابهم عن المدرسة ونجاحهم أو فشلهم الدراسي وحصل على البيانات الموضحة في الجدول الآتي :

	حضور	غياب	المجموع	النسبة
نجاح	٣٧٤ (أ)	١٦٧ (ب)	٥٤١	٥٨٢ ر (ن)
فشل	١٨٤ (ج)	٢٠٣ (د)	٣٨٧	٤١٨ ر (ح)
المجموع	٥٦٠	٣٧٠	٩٣٠	
النسبة	٦٠٢ ر (ن)	٣٩٨ ر (ح)	١٠٠٠	

ومن الواضح في هذا الجدول انه للحصول على معامل ارتباط موجب كامل فان جميع المفحوصين يجب ان يقعوا في الخانتين أ ، د . وفي حالة معامل الارتباط السالب الكامل يجب ان يقع جميع المفحوصين في الخانتين ب ، ج ، اما في حالة معامل الارتباط العكسي فان توزيع المفحوصين يكون بنسب ثابتة في جميع الخانات الاربع .

ونحب ان نوضح ان افتراض الكم المتعمل في هذا المثال يمكن توضيحه بالقول بان الذين صنفوا في اى خانة من هذه الخانات الاربع قد كان تصنيفهم اعتباطيا . فئة الغياب في مقابل الحضور قد يعتمد فيها على عدد ايام الغياب (او الحضور) او نسب ذلك ثم القطع عند نقطة اعتباطية معينة (٨٠ ٪ او ٧٠ ٪ ، الخ) وعندها يصنف التلميذ بانه من الحاضرين او الغائبين . وبالمثل فئة النجاح والفشل يتحدد كثيرا في ضوء نقاط اعتباطية معينة (٥٠ ٪ ، ٦٠ ٪ ، الخ) ومعنى ذلك ان الحضور - الغياب ، والنجاح - الفشل هوفجوهرة متعمل من السلوك يمتد من الدرجة المنخفضة للغاية الى الدرجة المرتفعة للغاية ، وليس تصنيفا ثناشيا حقيقيا مثل الذكور - الاناث في حالة متغير الجنس ، او المدرس الاول في مقابل المدرس الثانى مثلا فهنا تصنيف ثناشى اسمى قطعى وحقيقى .

وعلى أساس هذا الافتراض يطبق معامل الارتباط الرباعي على معامل الارتباط بين سؤالين أو عبارتين في الاختبار أو الاستبيان. فإذا كانت الإجابة على كل سؤال إما أن تكون صحيحة أو خاطئة (في حالة الاختبارات) أو من نوع (نعم) أو (لا) (في حالة الاستبيانات) فإننا نحمل على جدول رباعي يشبه الجدول السابق عند حساب معامل الارتباط بين السؤالين أو العبارتين . واليك البيانات السابقة ذاتها مصنفة على النحو الذي عرضناه .

السؤال الأول	نعم	لا	المجموع	النسبة
السؤال الثاني	نعم	٣٧٤ (أ)	١٨٧ (ب)	٥٤١
	لا	١٨٦ (ج)	٢٠٣ (د)	٣٨٩
المجموع		٥٦٠	٣٧٠	٩٣٠
النسبة		٦٠٢ (ن)	٣٩٨ (ج)	١٠٠٠

والافتراض هنا مرة أخرى أنه لا يمكن القول بأن جميع الذين صنفوا بأنهم أجابوا على السؤال (بنعم) ، فعلوا ذلك بدرجة متساوية من التأكيد وأن الذين أجابوا (بلا) فعلوا ذلك أيضاً بدرجة متساوية من النفي ، ولذلك يمكن القول بأن الإجابة على أي من السؤالين موضع التحليل تمثل متصلاً من السلوك يمتد من الإيجاب والتأكيد الشديدين إلى النفي والسلب الشديدين أيضاً . ومعنى ذلك أن الثنائية ليست ثنائية حقيقية وإنما هي إحدى الحالات المحتملة. وإذا كان الافتراض الكم المتصل صحيحاً بالنسبة للمتغير فسيبان افتراض الاعتدالية والعلاقة الخطية يمكن أن يكونا متضمنين أيضاً .

كيف يحسب معامل الارتباط الرباعي ؟

ان المعادلة الكاملة لحساب معامل الارتباط الرباعي معادلة مطولة جدا ومعقدة للغاية ، لانها تتضمن سلسلة كبيرة من الحدود يتقنه عدد كبير منها قيما أسية متتابعة من معامل الارتباط (ر) على النحو الاتي :

$$r_c = \frac{r_c^2}{2} + \frac{r_c^3}{6} + \frac{r_c^4}{24} + \dots + \frac{(1 - r_c^2)(1 - r_c^4)}{6} + \dots$$

ولشرح هذه الرموز يجب ان يرجع القارئ الى الجدول السابق فالرموز أ ، ب ، ج ، د تدل على التكرارات في خانات الجدول الاربع في الجدول الرباعي . اما الرمز (ر_ج) فيدل على معامل الارتباط الرباعي . ولعلك لاحظت اننا حسبنا لتوزيع كل فئة من فئتي كل متغير نسبة عن الحالات الكلية فيها ورمزنا لفئتي متغير السطور بالرمزين ن ، ح ، ولفئتي متغير الاعمدة بالرمزين ن ، ح . وهذه النسب ضرورية للحصول على القيم د ، ص في المعادلة السابقة . فالقيم د ، د تدل على الدرجات المعيارية كوحداث في خط الاساسي (الاحداثى الافقى) للمنحنى الاعتدالى وكنقاط تقسيم للحالات في التوزيع في ضوء النسب ن ، ح او ن ، ح . اما القيم ص ، ص فهي قيم الإحداثى الرأسى للمنحنى الاعتدالى والتي تتطابق مع القيم د ، د .

الا ان استخدام هذه المعادلة في حساب معامل الارتباط الرباعي عمل شاق ومجهد ، ويستغرق وقتا وجهدا طويلا . ولذلك لجأ العلماء الى توفير الجهد باستخدام معادلات مختصرة تقدر هذا المعامل . واشهر هذه المعادلات المختصرة يعتمد على المفهوم الهندسى لمعامل الارتباط كما شرحناه في الفصل التاسع وتتخذ الصورة الآتية :

$$r_c = \frac{1}{2} \left[\frac{180}{\frac{A}{B} + 1} \right] \text{ جتا}$$

وبالتعويض من هذه المعادلة فإن :

$$\text{ر ج} = \text{ج ت} = \left[\frac{186}{\frac{203 \times 274}{186 \times 167} + 1} \right] \text{ ج ت } 70.24^\circ$$

وبالكشف في جداول حساب المثلثات لتحديد القيمة العددية لجيب تمام زاوية مقدارها 70.24° نجد 328 وهي تقابل معامل الارتباط الرباعي .

ولكن كيف نحدد إشارة معامل الارتباط الرباعي أي هل هي موجبة أو سالبة ؟ .

للإجابة على هذا السؤال نقول أنه لو كانت الزاوية بين 0° و 90° يكون معامل الارتباط موجبا أما إذا كانت بين 90° و 180° يكون معامل الارتباط سالبا . أما إذا كانت الزاوية تساوي 90° تماما فإن معامل الارتباط في هذه الحالة يساوي صفرا .

وحيث أن الزاوية التي حملنا عليها مقدارها 70.24° أي أقل من 90° فإن معامل الارتباط الرباعي في هذه الحالة هو معامل موجب ومعنى ذلك أن المعامل المحسوب هو :

$$\text{ر ج} = + 328$$

معامل الاقتتران أو الترابط :

توجد عدة طرق لحساب العلاقة بين بيانات المقاييس الاسمية تسمى معاملات الاقتتران أو الترابط Coefficient of Association وقد أسهم عدد من العلماء في اقتراح بضعة معادلات لهذا الغرض منهم كارل بيرسون وتشوبرو ، إلا أن أشهرهم هو يول Yule . ونعرض فيما يلي إحدى المعادلات البسيطة التي اقترحها .

$$r = \frac{A - B}{A + B}$$

حيث تدل الرموز أ ، ب ، ج ، د على خانات الجدول الرباعي كما أوضحناها آنفاً . وعلى ذلك يمكن حساب معامل الاقتران لبيانات الجدول السابق كما يلي :

$$r = \frac{(186 \times 167) - (203 \times 374)}{(186 \times 167) + (203 \times 374)}$$

$$r = \frac{44860}{106984} = \frac{31.62 - 75.922}{31.62 + 75.922} = -0.419$$

وهي تكاد تقترب من القيمة التي حسبت بمعامل الارتباط الرباعي

بعض الأنواع الأخرى لمعاملات الارتباط :

قد تنشأ ظروف في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية تتطلب من الباحث ان يحسب العلاقة بين بيانات من النوع الاسمي وبيانات من مستويات اخرى . ونعرض فيما يلي لطرق حساب معاملات الارتباط في هذه الحالات .

(١) معامل الارتباط بين بيانات المقاييس شبه الاسمية وبيانات مقاييس النسبة او المسافة (معامل الارتباط الشافلي) :

رقد تكون البيانات التي تحتاج الى تحليل احصائي في البحث النفس او التربوي او الاجتماعي من نوعين احدهما من النوع النسبي او الممافي (كدرجات في اختبار) وثانيهما من النوع شبه الاسمي (اي ينقسم ثنائيا الى فئتين بطريقة اعتباطية) . واشهر امثلته على الاجابة على سؤال اختبار بنعم او لا ،

مثال :

أراد أحد الباحثين أن يحسب معامل الارتباط بين الدرجة الكلية في الاختبار (كمحك) والدرجة مينة من التلاميذ في كل سؤال من أسئلة الاختبار لحساب مدى هذه الأسئلة، فعمل على البيانات الآتية من الدرجة الكلية في الاختبار والاجابة على أحد الأسئلة في نفس الاختبار بالمعيار (1) أو الخطأ (صفر).

جدول رقم (١٢٤)

الدرجات الكلية في الاختبار ودرجات أحد الأسئلة في نفس الاختبار

الدرجة في السؤال	الدرجة الكلية في الاختبار	المفحوص
٠	٦	أ
١	٨	ب
٠	٨	ج
٠	١١	د
١	١٦	هـ
٠	٢٥	و
٠	٢٧	ز
٠	٣١	ح
١	٣١	ط
٠	٣٩	ي
٠	٤٤	ك
١	٥٠	ل
١	٥٦	م
١	٦٨	ن

ان معامل الارتباط المطلوب حسابه فى هذه الحالة يسمى معامل الارتباط الثنائى Biserial Correlation ولحساب هذا المعامل نحتاج اولا الى حساب القيم الاتية :

(١) حساب متوسط الدرجات الكلية فى الاختبار للذين اجتازوا السؤال بنجاح وهو يساوى فى هذا المثال م = ٢٨١٧ .

(٢) حساب متوسط الدرجات الكلية فى الاختبار للذين فشلوا فى اجتياز السؤال بنجاح وهو يساوى فى هذا المثال م = ٢٣٨٨ .

(٣) حساب متوسط الدرجات الكلية فى الاختبار لجميع المفحوصين وهو يساوى فى هذا المثال م = ٢٠٠٠ .

(٤) حساب الانحراف المعياري للدرجات الكلية فى الاختبار لجميع المفحوصين وهو يساوى فى هذا المثال ع = ١٨١٩ .

(٥) نسبة الذين اجابوا فى الاجابة على السؤال من جميع المفحوصين وتساوى فى هذا المثال نص = $\frac{6}{14} = \frac{3}{7}$.

(٦) نسبة الذين اخطأوا فى الاجابة على السؤال من جميع المفحوصين وتساوى فى هذا المثال نغ = $\frac{8}{14} = \frac{4}{7}$.

ثم يطبق الباحث معادلة معامل الارتباط الثنائى على النحو الاتى :

$$ر = \frac{م - م}{ع} \times \frac{نص \times نغ}{ي}$$

حيث تدل الرموز على ما اشرنا اليه سابقا ، اما الرمز (ي) ليعنى الارتفاع الاعتدالى (فى المنحنى الاعتدالى) المقابل لنسبة العواب ، ويتم الحصول عليه مباشرة من الجداول الاحصائية وبالتعويض من القيم السابقة نحصل على معامل الارتباط الثنائى كما يلى :

$$r_{\text{نس}} = \frac{23 \times 88 - 2817}{1819} \times \frac{23 \times 88 - 2817}{1819} = 0.48$$

(٢) معامل الارتباط بين بيانات المقاييس الاسمية الحقيقية وبيانات مقاييس النسبة او المسافة (معامل الارتباط الثنائي الاصيل) :

حين يكون احد المتغيرات في مشكلة الارتباط متغيرا اسميا حقيقيا والمتغير الاخر من نوع مقاييس النسبة والمسافة فان معامل الارتباط الذي يعلج لهذه الحالة يسمى معامل الارتباط الثنائي الاصيل Point Biserial Correlation ومن ذلك معامل الارتباط بين الجنس والتحصيل المدرسي ، او الارتباط بين البيئة (ريف - حضر) والذكاء . وينبغي ذلك ايضا على التوزيعات ذات المنوالين وغيرهما من التوزيعات غير الاعتدالية . فعلى الرغم من انها قد لا تمثل فئات منفصلة تماما ، إلا أنها يمكن ان تقسم الى فئتين على نحو متصل باستخدام معامل الارتباط الثنائي الاصيل ، وليس معامل الارتباط الثنائي الذي عرضناه في القسم السابق . ومن ذلك (على اللون في مقابل الابعار المعتددة للون ، الإدمان في مقابل عدم الإدمان ، السلوك الاجرامي في مقابل السلوك المعتد ، المرض في مقابل الصحة ... الخ) .

وتوجد بعض المتغيرات الاخرى التي لا تعد ثنائية في جوهرها بل قد تعد ذات طبيعة اعتدالية ، ومع ذلك تعامل في الممارسة على انها تنقسم ثنائيا انقساما حقيقيا او اصيلا . ومن ذلك تمحيص الاستجابة على سؤال في اختبار للقدرة او الاداء الاقصى على انها صحيحة او خاطئة . وبالطبع فان جميع الافراد الذين يجيبون على السؤال اجابة صحيحة ليسوا جميعا متساويين في القدرة في السمة او السمات التي يقيسها السؤال . فأي درجة كلية في الاختبار تقيس نفس السمة باستخدام عدد كبير من الاسئلة من نفس النوع تعطينا تدريجيا متصلا في مستويات السمة او القدرة موضع القياس . ومع ذلك فاننا في بعض الممارسات العملية في مجال القياس النفسي والتربوي نجد أن الاسئلة من النوع العشار اليه نقتصر على تصنيف المفحوصين الى مجموعتين

وحينئذ يعد مثالا على العقياس الاسمي الحقيقي ومعه يستخدم معامل الارتباط الشئائي الاصيل .

مثال :

لنفرض ان بيانات الجدول رقم (١٤٤) السابق تتضمن بيانات الدرجة الكلية في احد الاختبارات والحكم على الاجابة على سؤال من اسئلة الاختبار بالمواب (١) او الخطأ (صفر) .

اننا حينئذ نحسب معامل الارتباط الشئائي الاصيل بين المتغيرين لتحديد صدق السؤال باستخدام المعادلة الاتية :

$$R_{ش} = \frac{M_{ص} - M_{خ}}{E} \times N_{ص} \times N_{خ}$$

حيث الرمز $R_{ش}$ = معامل الارتباط الشئائي الاصيل .

وتدل الرموز الاخرى على نفس ما دلت عليه في معادلة الارتباط الشئائي وبالتعويض عن قيم المعادلة السابقة نحصل على المعامل الاتي :

$$R_{ش} = \frac{2288 - 2817}{18 \times 19} \times \sqrt{42 \times 52} = 39$$

(٣) معامل الارتباط بين بيانات المقاييس الاسمية الحقيقية وبيانات مقاييس الرتبة : (معامل شيتا لويكوكسون) :

قد تتطلب بعض البيانات في البحوث النفسية والتربوية والاجتماعية حساب معامل الارتباط بين مقاييس من النوع الاسمي واخرى من نوع الرتبة وخاصة في حالة استخدام مقاييس التقدير للسمات المختلفة . وحينئذ لابد للباحث من استخدام طريقة مناسبة لذلك . وهي معامل شيتا لويكوكسون . ولتوضيح ذلك نعطي المثال الاتي :

مثال :

نفرض ان احد الباحثين يعمى لحساب معامل الارتباط بين متغيرين هما الجنس (وهو المقياس الاسمي) ودرجات السيطرة كما تقدر بمقياس تقديري خماسي فحمل على البيانات الاتية :

السيطرة (كما تقدر بمقياس تقديري خماسي)						المجموع
	٥	٤	٣	٢	١	
الجنس						
ذكور	٠	١	٤	٣	٢	١٠
إناث	٠	٠	٢	٣	٥	١٠

لحساب معامل ارتباط شيتا في هذه الحالة يسير الباحث على الخطوات الاتية :

- (١) حساب حاصل ضرب تكرار كل رتبة في المقياس الرتبي في احدي هئتي المقياس الاسمي (ولتكن فئة الذكور) ولنرمز لها بالرمز (أ) في جميع تكرارات الفئة الاخرى من المقياس الاسمي (وهي فئة الاناث) ولنرمز لها بالرمز (ب) في جميع الرتب الاعلى (في مثالنا) او الارقى (في حالة الترتيب العكسي) من الفئة المختارة . ويرمز لهذا المقدار (ك) وتصبح قيم هذا المقدار لكل رتبة من الرتب الخمس كما يلي :

$$\begin{aligned}
 ١٠ &= (٠ + ٠ + ٢ + ٣) ٢ = ١٤ \text{ ك} \\
 ٦ &= (٠ + ٠ + ٢) ٣ = ٢٤ \text{ ك} \\
 ٠ &= (٠ + ٠) ٤ = ٣٤ \text{ ك} \\
 ٠ &= (٠) ١ = ٤٤ \text{ ك} \\
 ٠ &= (٠) ٠ = ٥٤ \text{ ك}
 \end{aligned}$$

(٢) الحصول على مجموع (ك) على النحو الاتي :

$$\text{مجم ك} = ١٠ + ٦ + ٠ + ٠ + ٠ = ١٦$$

(٣) يحسب التكرار لكل رتبة بالطريقة السابقة ولكن في الاتجاه العكسي حيث يضرب تكرار كل رتبة في المقياس المرتبي في نفس الفئة التي اختبرناها (فئة الذكور) في جميع تكرارات الفئة الأخرى في المقياس الاسمي (الاناث) في جميع الرتب الأخرى (في مثالنا) او الأعلى (في حالة الترتيب العكسي من الفئة المختارة) ويرمز لهذا المقدار (ك_ج) وتصبح قيم هـ هذا المقدار لكل رتبة من الرتب الخمس كما يلي :

$$\begin{aligned} ٠ &= (٠) ١ = \text{ك}^١_١ \\ ١٥ &= (٥) ٢ = \text{ك}^٢_٢ \\ ٣٢ &= (٥ + ٢) ٤ = \text{ك}^٣_٣ \\ ١٠ &= (٥ + ٢ + ٢) ١ = \text{ك}^٤_٤ \\ ٠ &= (٥ + ٢ + ٢ + ٠) ٠ = \text{ك}^٥_٥ \end{aligned}$$

(٤) الحصول على مجموع (ك_ج) على النحو الاتي :

$$\text{مجم ك} = ٠ + ١٥ + ٣٢ + ١٠ + ٠ = ٥٧$$

(٥) الحصول على حاصل ضرب تكرار الذكور في تكرار الاناث او ك_ب على النحو الاتي :

$$\text{ك}^١_١ \text{ ب} = ١٠ \times ١٠ = ١٠٠$$

(٦) حساب معامل ارتباط شيتا بالمعادلة الاتية :

$$\begin{aligned} \text{ر شيتا} &= \frac{\text{مجم ك} - \text{مجم ب}}{\text{ك}^١_١ \text{ ب}} \\ &= \frac{٤١}{١٠٠} = \frac{١٦ - ٥٧}{١٠٠} = -٠٤١ \end{aligned}$$

(٤) معامل الارتباط بين بيانات المقاييس شبه الاسمية وبيانات مقاييس الرتبة (معامل ارتباط الرتبة الشاذي) :

يقترح (Curton, 1956) نوعا خاصا من معاملات الارتباط لحساب العلاقة بين المقاييس شبه الاسمية (والمصنفة تصنيفا شاذيا) وبيانات مقاييس الرتبة يسميه مقياس الرتبة الشاذي Rank-biserial واليك المثال الاتي :

مثال :

حصل احد الباحثين على تقديرات عينة (ن = ١٠) من الناجحين والراسبين في امتحان الثانوية الثانوية في مقياس تقدير للقلق كما هو موضح في الجدول الاتي :

تقديرات الثقة بالنفس									
١٠	٩	٨	٧	٦	٥	٤	٣	٢	١
٠	٠	١	٠	١	١	١	١	٠	١
١	١	٠	١	٠	٠	٠	٠	١	٠
<p>ناجحون (س) ١ ٠ ١ ١ ١ ١ ١ ١ ٠ ١</p> <p>راسبون (س) ٠ ١ ٠ ١ ٠ ٠ ٠ ٠ ١ ٠</p>									

ومن هذا الجدول يحسب الباحث القيم الاتية :

$$٢٧ = (٨ \times ١) + (٦ \times ١) + (٥ \times ١) + (٤ \times ١) + (٣ \times ١) + (١ \times ١) = \text{مج س} \quad (١)$$

$$٢٨ = (١٠ \times ١) + (٩ \times ١) + (٧ \times ١) + (٢ \times ١) = \text{مج س} \quad (٢)$$

$$٦ = \text{حيث نس} \quad ٤٠ = \frac{٢٧}{٦} = \text{مج س} \quad (٣)$$

$$٤ = \text{حيث نس} \quad ٧ = \frac{٢٨}{٤} = \text{مج س} \quad (٤)$$

(٥) بحسب معامل ارتباط الرتبة الشئى بالمعادلة الآتية :

$$r_b = \frac{2}{n} (\sum s_i^2 - \sum s_i)$$

$$= \frac{2}{10} (٧ - ٤٥٠)$$

$$= \frac{٢٠ - ٩٠٠}{٥} = -١٧٠$$

(٥) معامل الارتباط بين مقياسين رتبيين معولين الى مقياسين شبه اسمية :

اشرنا الى المعامل الجيمى لحساب معامل الارتباط بين المقاييس الاسمية . وقد تأكدت قيمة هذا المعامل - كما بينا - فى تحديد درجة التشابه بين الافراد ، وكذلك تأكيد تصنيفهم الى فئات من الاشخاص. وتظهر اهمية ذلك على وجه الخصوص فى بحوث التحليل العاملى. كما ظهرت اهميته فى امكانية تطبيقه على بيانات من مستوى آخر ، ومن ذلك بيانات الرتبة وحينئذ لابد من تحويل البيانات الرتبية الى بيانات شبه اسمية .

مثال :

(عن Guilford & Fruchter, 1979) نفرغ ان احد الباحثين حصل على تقديرات شخصين فى ١٠ سمات مختلفة باستخدام مقياس تقدير لكل سمة فكانت البيانات على النحو الآتى :

س	١	٥	٥	٣	٤	٦	٢	٤	٣
ص	٢	٦	٢	١	٥	٥	٥	٣	٤

ويتطلب استخدام المعامل الجيمى فى هذه الحالة ضرورة ان تكون السمات موضع هذا التقدير من النوع الشئى القطب (انسياط - انطواء او موافق - معارض مثلا) بحيث تكون نقطة الحياد فيها

عند منتصف المتصل . ويمكن للباحث حينئذ ان يصنف بياناته الى
فئتين فنعطي المفحوص الدرجة (١) للتقدير الذي يفوق نقطة الحياد
والدرجة (صفر) للتقدير الذي يقل عن هذه النقطة . وفي المثال الحالي
نلاحظ ان مقياس التقدير المستخدم من النوع السادس ، ومعنى ذلك
ان الرتب ٤ - ٦ تعطى الدرجة (١) والتقدير ١ - ٣ تعطى الدرجة
(صفر) وحينئذ تحول هذه البيانات الرتبية الى بيانات شبه اسمية
على النحو التالي :

س	٠	١	٠	١	١	٠	١	٠	٠
ص	٠	١	٠	١	١	٠	٠	١	١

ومن هذه البيانات يمكن الحصول على الجدول الرباعي الاتي :

المفحوص الاول (س)			
١	صفر		
٢ (ب)	٣ (١)	صفر	المفحوص الثاني (ص)
٤ (د)	١ (ج)	١	

وبتطبيق معادلة المعامل الجيمي السابقة تحصل على القيمة
الاتيية :

$$رج = \frac{(١ + د) - (ب + ج)}{ن} = \frac{٣ - ٧}{١٠} = \frac{٤}{١٠} = ٠.٤$$

وقد كوهن (Cohen, 1969) هذه الطريقة للاستفادة من
جميع البيانات المتضمنة في مقياس الرتبة ، ويسمى المعامل الجديد
معامل تشابه البروفيل ، وفيه يفترض ايضا وجود نقطة الحياد (في

السمات الثنائية القطب بالطبع)، إلا أن الأمر هنا يتطلب حساب هذه النقطة على أنها وسيط المقياس، وحينئذ تصبح في المثال السابق ٣ (لاحظ هنا ميزة استخدام مقاييس التقدير ذات الرتب الفردية كمقياس التقدير الثلاثي أو الخماسي أو السباعي حيث يصبح الوسيط في هذه الحالة عددا صحيحا). وبعد ذلك تعامل نقطة التوسط في هذه الحالة على أنها متوسط توزيع درجات كل من س، ص ثم نحسب القيم الانحرافية عنه بالنسبة لكل تقدير ومعنى ذلك أن:

$$x_s = s - s_c$$

$$x_v = v - s_c$$

حيث الرموز:

x_s, x_v = انحراف درجة كل من س، ص عن نقطة الحياد في كل تقدير حصل عليه في كل سمة.

s, v = تقديرات المفحوصين س، ص في كل سمة من السمات العشر في المثال السابق.

s_c, v_c = نقطة حياد المقياس لكل من المفحوص س، ص

وبعد حساب هذه القيم الانحرافية تطبق معادلة شبيهة لمعادلة معامل ارتباط بيرسون على النحو الآتي:

$$r_n = \frac{\sum x_s x_v}{\sqrt{\sum x_s^2 \times \sum x_v^2}}$$

حيث يدل الرمز (r_n) على معامل ارتباط كوهن.

وفي مثالنا السابق فإن $\sum x_s x_v = 100$ ، $\sum x_s^2 = 200$ ، $\sum x_v^2 = 500$ ، وبتطبيق المعادلة السابقة فإن معامل الارتباط = ٤٠ ر وهو يتطابق مع القيمة المحسوبة بالمعادلة الأصلية.

(٦) نسبة الارتباط :

تنشأ الحاجة الى استخدام نسبة الارتباط $Correlation ratio$ بدلا من معامل الارتباط حين تكون العلاقة بين المتغيرين من نوع مقاييس المسافة او النسبة ليست خطية ، ولعلك تذكر ان الخطية هي أحد الافتراضات الأساسية في مفهوم معامل الارتباط لبيرسون . وكثيرا ما نفترض ان الاعتدالية او ما يقترب منها في توزيع المتغيرين \rightarrow شرطاً كافياً لتوافر العلاقة الخطية . والعلاقات غير الخطية بين المتغيرات من انواع كثيرة ، فمنها ان منحنى توزيع المتغير يكون بطيئاً في البداية ثم يزداد بسرعة بعد ذلك او العكس ، وقد يزيد الى حد أمثل معين عند المنتصف ثم يهبط بعد ذلك وهكذا .

كما تفيد نسبة الارتباط في حساب العلاقة بين بيانات متغير منتمي الى المستوى الاسمي بينما تنتمي بيانات المتغير الاخر الى المستوى المسالي او النسبي ، وحيثند تحل محل معامل الارتباط الثنائي ، ومعامل الارتباط الثنائي الاصيل .

وعدم التنبيه الى طبيعة العلاقة بين المتغيرات قد يوقعنا في خطأ فاحش ، فاذا حسب الباحث معاملات الارتباط بين متغيرتين بينهما علاقة غير خطية فانه قد يحصل على معامل ارتباط صفري او غير دال ، وقد يستنتج من ذلك - خطأ - انه لا توجد علاقة بين المتغيرات بينما الامر في حقيقته انه توجد علاقة ولكنها ضاعت بسبب استخدام الطريقة الخاطئة في تقدير العلاقة بينها ، ولعل هذا هو احد النتائج الهامة التي توصلت اليها البحوث التي كانت تجرى في الماضي في حساب العلاقة بين السلوك المعرفي والسلوك الوجداني، حيث كانت تتوصل عادة الى معاملات ارتباط صفرية او غيردالة . ولكن حين تنبه الباحثون مؤخرا الى ان العلاقة بين المتغيرات من النوعين منحنية وليست خطية وحسبت نسب الارتباط بدلا من معاملات الارتباط امكن تحديد مقدار العلاقة بينهما .

ويرى بعض المؤلفين (السيد محمد خيرى ، ١٩٥٧) ان معامل الارتباط هو فى جوهره حالة خاصة من نسبة الارتباط . فحساب نسبة الارتباط يملح لجميع انواع العلاقات (الخطية والمنحنية) اما معامل الارتباط فلا يملح الا فى حالة العلاقة الخطية فقط .

ولكى نوضح طبيعة نسبة الارتباط نحيل القارىء الى فقرة جدول الانتشار المزدوج التى عرضناها فى الفصل التاسع عند تناولنا لمعامل الارتباط ، وهو ج يوضح العلاقة بين المتغيرين . ولعلك تذكر اننا لو اردنا التنبؤ بقيمة (ص) من قيمة (س) فان متوسط قيم العمود او السطر يعطينا افضل قيمة تنبؤية . ولذلك فـ فى الخطوة الاولى فى حساب نسبة الارتباط - شأنها فى ذلك شأن معامل الارتباط - هى حساب متوسطات قيم (س) أى الاعمدة و (ص) أى السطور . كما اننا فى حساب معامل الارتباط نحتاج لخطى انحدار (او معادلتى انحدار) للتنبؤ بقيم (س) من (ص) من ناحية ، وبقيم (ص) من (س) من ناحية اخرى ، فاننا بالمثل نحتاج فى حساب نسبة الارتباط الى نسبة لانحدار (ص) على (س) واخرى لانحدار (س) على (ص) ، واللتين تتحددان بالمعادلتين الاتيين :

$$\frac{\sum_{i=1}^n \frac{E_{vi}}{E_{vi}}}{\sum_{i=1}^n E_{vi}} = \frac{\sum_{i=1}^n E_{vi}}{\sum_{i=1}^n E_{vi}}$$

$$\frac{\sum_{i=1}^n \frac{E_{si}}{E_{si}}}{\sum_{i=1}^n E_{si}} = \frac{\sum_{i=1}^n E_{si}}{\sum_{i=1}^n E_{si}}$$

حيث ان :

ن ر = نسبة الارتباط ويرمز لها بالحرف اليونانى ρ .

$\frac{\sum_{i=1}^n E_{vi}}{\sum_{i=1}^n E_{vi}}$ ، $\frac{\sum_{i=1}^n E_{si}}{\sum_{i=1}^n E_{si}}$ = الانحراف المعياري لمتوسط درجات المتغير العام . او (س) فى الاعمدة او السطور عن المتوسط (ص) المتنبأ بها من (س) او قيم (س) المتنبأ بها من (ص) .

ع^٤ ص = الانحراف المعياري لقيم (ص) أو (س) في الاعمدة
أو السطور .

مثال :

(عن Guilford & Fruchter, 1979) حصل احد الباحثين
على جدول الانتشار المزدوج الآتي لبيانات متغيرين احدهما يمثل
العمر الزمني للمفحوص والآخر يدل على درجة المفحوص في الزمن
المستغرق في حل مشكلة لوحة الاشكال (كمقياس للذكاء) .

جدول رقم (١٢٥)
البيانات الاساسية لحساب نسبة الارتباط

ص	العمر الزمني (س)										فئات (س)
	١٤	١٣	١٢	١١	١٠	٩	٨	٧	٦	٥	
١	٤	٤	٢	٣	٢	١					٩ - ٥
٣	٥	٦	٤	٥	٤	٠	٢				١٤ - ١٠
٣	٠	٢	٥	٧	٨	١٠	١	١			الزمن ١٩ - ١٥
٣	١	٢	٠	١	٠	٦	٤	٠			المستغرق ٢٤ - ٢٠
٨		٠	١	٣	٢	١	٧	٦	١		في حل ٢٩ - ٢٥
٨		١	٠	٠	١	٢	٣	٥	٠	١	مشكلة ٢٤ - ٢٠
١٣					٠	١	١	٠	٥	١	لوحة ٢٩ - ٢٥
٢١					١	٠	٠	٢	٤	١	الاشكال ٤٤ - ٤٠
١٤								١	٢	٠	(ص) ٤٩ - ٤٥
٢٤									١	٢	٥٤ - ٥٠
٢٦										٣	٥٩ - ٥٥
١٦										١	٦٤ - ٦٠
١٥٠	١٠	١٥	١٢	١٩	١٨	٢١	١٨	١٥	١٣	٩	س

ولحساب العلاقة بين هذين المتغيرين (العمر الزمني واحد مقاييس الذكاء) يجب ان يتنبه الباحث الى طبيعة هذه العلاقة (في ضوء نتائج البحوث السابقة او في ضوء البيانات الحقيقية الموضحة في الجدول السابق) والتي تؤكد ان الذكاء يتزايد نموه بسرعة كبيرة خلال الاعمار ٥ - ١٠ سنوات ثم يظهر قدرا من البطء في التصاعد خلال الفترة من ١٠ - ٢٠ عاما، حتى يصل الى قمته في العشرينات من العمر تقريبا، مع توجهه بعد ذلك نحو الانحدار مسرع زيادة العمر نحو الاربعينات ثم معدل متزايد نحو الانحدار بعد ذلك. وهكذا فان شملت عينة البحث مختلف الاعمار من الطفولة حتى الشيخوخة فان معامل الارتباط المحسوب بطريقة بيرسون بين الذكاء والعمر الزمني يصل الى الصفر تقريبا، الا ان حقيقة الامر انه توجد علاقة بين المتغيرين ولكنها ليست من النوع الخطي الذي يفترضها معامل الارتباط التناهي.

فالواقع ان الباحث لو قسم جدول الانتشار المزدوج في هذه الحالة الى قسمين يضم احدهما سنوات العمر التي يظهر فيها التحسن في النمو ويضم القسم الآخر السنوات التي يظهر فيها التدهور، ويحسب معاملين منفصلين للارتباط فان معامل الارتباط حينئذ يمكن حسابه، وفي هذه الحالة يحصل الباحث على معامل ارتباط موجب للقسم الاول ومعامل ارتباط سالب للقسم الثاني، يفسر ذلك الحصول على معامل ارتباط كلي بين العمر الزمني في مداه الكلي والذكاء مقداره صفر.

وبالمثل فان جدول الانتشار في المثال الحالي لا يستوعب مدى العمر وانما يقتصر على الفترة الزمنية بين ٥ سنوات ١٤ سنة في علاقته باختبار لوحة الاشكال (باعتباره من مقاييس الذكاء)، ويجب ان ننبه هنا الى ان الدرجة في هذا الاختبار تدل على الزمن المستغرق في حل مشكلة لوحة الاشكال ويعني ذلك ان الدرجة العالية تشير الى اداء متخلف (زمن اطول في حل المشكلة)، والدرجة المنخفضة تشير الى اداء متفوق (زمن اقصر في حل المشكلة)، ولذلك يلاحظ نقص الدرجات مع التقدم في العمر.

والفاحص للجدول السابق يلاحظ ان العلاقة بين متغيري العمر الزمني والزمن المستغرق في حل احدى مشكلات الذكاء تنهبط بسرعة خلال السنوات الثلاث الاولى ثم تستقر بعد ذلك مع تغيرات طفيفة من عام لآخر . واذا حسبنا متوسطات اعمدة الجدول السابق واوصلنا النقطات الدالة عليها نحصل على انحدار درجة زمن الاختبار على العمر الزمني . اما اذا حسبنا متوسطات السطور في نفس الجدول واوصلنا ايضا النقطات الدالة عليها نحصل على انحدار العمر الزمني على زمن الاختبار .

وكما سبق ان اشرنا فاننا كما نحتاج في معامل الارتباط التتابعي (وتقريباته) الى خطي انحدار للعلاقة الخطية بين المتغيرين ، فاننا هنا في حاجة ايضا الى منحني انحدار . ومعنى ذلك اننا في حاجة الى نسبي ارتباط او معاملين لايتا لكل انحدار من الانحدارين اللذين ذكرناهما . وبالطبع فان معاملي الارتباط (في العلاقة الخطية) يتطابقان حيث $r_{xy} = r_{yx}$ ، الا ان نسبتين الانحدار في العلاقة غير الخطية قد لا تتطابقان بسبب اختلافهما في كثير من الاحيان في الشكل والميل .

كيف نحسب نسبة الارتباط ؟

اشرنا الى اننا نحتاج في حالة العلاقة المنحنية الى حساب نسبتين ارتباط ، بينما في العلاقة الخطية نحتاج الى حساب معامل ارتباط واحد . ولتوضيح طريقة حساب نسبة ارتباط لانحدار لدرجات زمن اختبار لوحة الاشكال (كاختبار للذكاء) او المتغير x على العمر الزمني (المتغير y) لابد من اعداد الجدول الآتري رقم ١٢٦ والمشتق من الجدول السابق ، وفيه نجد قيم المتغير (x) وتكرارات هذه القيم (k) ، ثم متوسط اعمدة هذا المتغير بالنسبة للمتغير (y) أي (\bar{y}_k) ، والافتراض الاساسي هنا ان افضل منبئ بقيمة (y) في اي عمود هو متوسط قيم (x) في هذا العمود . واعتمادا على هذه المتوسطات يتم الحصول على بسط معادلة نسبة الانحدار (r_{xy}) كما هو موضح بالجدول رقم (١٢٦) .

جدول رقم (١٢٦)

خطوات حساب نسبة الارتباط لانحدار المتغير (ص) اي
زمن الاداء في اختبار للدكاء على المتغير (س) اي
العمر الزمني

العمر الزمني س	ك	متوسط اعمدة ص م	م - م	(م - م) ^٢	ك (م - م) ^٢
(١)	(٢)	(٣)	(٤)	(٥)	(٦)
٥	٩	٨ ر ٤٩ + ٢٦٨		٧١٨ ر ٢٤	٦٤٦٤ ر ١٥
٦	١٣	٥ ر ٤٠ + ١٧٥		٣٠٦ ر ٢٥	٣٩١٨ ر ٢٥
٧	١٥	٣ ر ٣١ + ٨٣		٦٨ ر ٨٩	١٠٣٣ ر ٣٥
٨	١٨	١ ر ٢٥ + ٢١		٤ ر ٤١	٧٩ ر ٣٨
٩	٢١	٨ ر ٢٠ - ٢٢		٤ ر ٨٤	١٠١ ر ٦٤
١٠	١٨	١ ر ١٨ - ٤٩		٢٤ ر ٠١	٤٣٢ ر ١٨
١١	١٩	٠ ر ١٦ - ٧٠		٤٩ ر ٠٠	٩١٣ ر ٠٠
١٢	١٢	٥ ر ١٤ - ٨٠		٧٢ ر ٢٥	٨٦٧ ر ٠٠
١٣	١٥	٠ ر ١٤ - ٩٠		٨١ ر ٠٠	١٢١٥ ر ٠٠
١٤	١٠	٠ ر ١١ - ١٢٠		١٤٤ ر ٠٠	١٤٤٠ ر ٠٠

مجم ك (م - م)^٢ = ١٦٥٤٤ ر ٩٦

ن = ١٥٠

١١١ ر ٠٤٠ = $\frac{\sum (م - م)^2}{ن}$

١٠ ر ٥٤ = $\frac{\sum ك (م - م)^2}{ن}$

وتتلخص هذه الخطوات :

- (١) حساب متوسط اعمدة (ص) بالنسبة لقيم (س) وقد تضمنها العمود
رقم (٣) ويرمز لها بالرمز م .

(٢) حساب انحراف متوسطات الأعمدة (\bar{M}_v) من المتوسط الكلي للمتغير (\bar{M}) أي \bar{M}_v وقد حسبت هذه القيم الانحرافية في العمود رقم (٤) على أساس أن متوسط $\bar{M}_v = ٢٢٠٠$ وبالطبع إذا كانت هذه القيم الانحرافية مقدارها صفر في جميع الحالات أي تتساوى متوسطات الأعمدة للمتغير مع المتوسط الكلي لهذا المتغير فإن العلاقة حينئذ تكون صفرية ، ولا يمكن التنبؤ بقيم (\bar{M}_v) من معرفتنا بقيم (\bar{M}) .

(٣) يتضمن العمود (٥) مربعات القيم الانحرافية في العمود (٤) .

(٤) الحصول على متوسطات هذه المربعات تم ضرب كل مربع في العمود (٥) في التكرارات المناظرة له (أي ك) في العمود (٢) وحملنا على هذه القيم في العمود رقم (٦) . ثم حملنا على مجموع هذه المربعات أي $\sum (M_v - \bar{M}_v)^2$.

(٥) بقسمة هذا المجموع على (ن - ١) نحصل تبين هذه القيم الانحرافية أو مربع انحرافها المعياري (\bar{M}_v^2) على النحو التالي :

$$\bar{M}_v^2 = \frac{١٦٥٤٤٩٦}{(١٥٠ - ١)} = ١١١٠٠٤٠$$

(٦) بالحصول على الجذر التربيعي لهذا المقدار أي $\sqrt{١١١٠٠٤٠}$ نحصل على الانحراف المعياري لمتوسطات أعمدة المتغير (\bar{M}_v) ويساوي في هذه الحالة ١٠٠٤٠ وهو بسط معادلة نسبة الارتباط (أي \bar{M}_v) .

(٧) يحسب الانحراف المعياري الكلي للمتغير (\bar{M}) أي \bar{M} وهو في مثالنا = ١٢٠٨ .

(٨) تحسب نسبة الارتباط بتطبيق المعادلة السابقة الدالة على نسبة ارتباط المتغير (\bar{M}_v) مع \bar{M} (أو انحدار \bar{M} على \bar{M}_v) .

$$r = \frac{\bar{M}_v}{\bar{M}} = \frac{١٠٠٤٠}{١٢٠٨} = ٨٣٨$$

وبنفس الطريقة السابقة يمكن حساب نسبة ارتباط S مع T .

تدريب :

من بيانات الجدول السابق احسب نسبة ارتباط S مع V .

الفصل الثاني والعشرون

الاحصاء الاستدلالي للبيانات الاسمية

يتناول هذا الفصل بعض جوانب الاحصاء الاستدلالي للبيانات الاسمية . ومرة اخرى نؤكد ان الطرق الاحصائية الموضحة في هذا الفصل تصلح لانواع البيانات الاعلى من ذلك في المستوى الهرمي مثل بيانات الرتبة وبيانات المسافة والنسبة .

الخطأ المعياري للنسبة :

يحدد الخطأ المعياري للنسبة بالمعادلة الآتية :

$$\frac{\sqrt{a \times b}}{n} = 14$$

حيث ان :

- 14 = الخطأ المعياري للنسبة في الوجهة (أ) في مقابل الوجهة الأخرى (ب) ،
- 1 = وقد يكون (1) عدد الذكور، او عدد الاجابات الصحيحة في السؤال ، او عدد الناجحين في الامتحان ١٠٠٠ الخ ، امسا (ب) فتدل على الوجهة الأخرى لكل حالة .
- n = عدد الافراد او مجموع التكرارات .

مثال :

أجاب ٦٠ طالبا من ١٠٠ طالب اجابة صحيحة على سؤال في احد الاختبارات ، فما هو الخطأ المعياري لنسبة الناجحين في السؤال ؟

من المثال السابق يتضح ان (أ) أي نسبة الناجحين = ٦٠ ر
و (ب) أي نسبة الفاشلين = ٤٠ ر وحينئذ يمكن حساب الخطأ المعياري
لنسبة الناجحين بالمعادلة السابقة كما يلي :

$$٠.٤٢ ر = \frac{\sqrt{٢٤}}{١٠٠} = \frac{\sqrt{٦ \times ٤}}{١٠٠} = ١٤$$

ويفسر ويستخدم الخطأ المعياري للنسبة على نفس النحو الذي
اشرنا اليه عند حديثنا عن المتوسط والوسيط على النحو الاتي :

$$٦٤٢ ر = ٠.٤٢ ر + ٦ = ١٤ + ٦$$

$$٥٥٨ ر = ٠.٤٢ ر - ٦ = ١٤ - ٦$$

دلالة معامل ارتباط فاي :

يمكن اختبار الفرض الصفري لمعامل ارتباط فاي (أي ان معامل
الارتباط صفر) بالاعتماد على فكرة العلاقة بين هذا المعامل
واختبار كاي^٢ الذي ستوضعه بعد قليل ، فان كانت كاي^٢ للجدول الرباعي
الذي يحسب منه معامل الارتباط دالة فان معامل الارتباط المحسوب
يكون حينئذ دالا .

الخطأ المعياري لمعامل الارتباط الرباعي :

لاختبار الفرض الصفري لمعامل الارتباط الرباعي باستخدام
بيانات الجدول الرباعي يمكن تطبيق المعادلة الآتية :

$$\frac{\sqrt{١ \times ١ \times \bar{أ} \times \bar{ب}}}{\sqrt{١ \times ١ \times \bar{أ} \times \bar{ب}}} = \text{مربع}$$

حيث ان :

- $\frac{1}{n} = \text{النسبة في الوجهة (أ) في المتغير س}$
 $\frac{1}{\bar{n}} = \text{النسبة في الوجهة (أ) في المتغير ص}$
 $\frac{b}{n} = \text{النسبة في الوجهة (ب) في المتغير س}$
 $\frac{b}{\bar{n}} = \text{النسبة في الوجهة (ب) في المتغير ص}$
 $U = \text{الارتفاع الاعتدالي المقابل للنسبة (أ)}$
 $\bar{U} = \text{الارتفاع الاعتدالي المقابل للنسبة (ب)}$
 $n = \text{عدد الافراد او مجموع التكرارات}$

مثال :

احسب الخطأ المعياري لمعامل ارتباط رباى مقدار (٣٣٨) حسب من جدول رباى بياناته كما يلى (عن جيلفورد) .

الاجابة على السؤال الاول					
النسب	المجموع	نعم	لا		
٥٨٢ (أ)	٥٤١	٢٧٤	١٦٧	نعم	الاجابة على السؤال الثانى
٤١٨ (ب)	٢٨٩	١٨٦	٢٠٣	لا	
١٠٠٠	٩٣٠	٥٦٠	٣٧٠	المجموع	
	١٠٠٠	٦٠٢ (أ)	٣٩٨ (ب)	النسب	

وبتطبيق المعادلة السابقة فإن الخطأ المعياري لمعامل الارتباط الرباعي هو :

$$\frac{\sqrt{82 \times 602 \times 418 \times 398}}{\sqrt{930 \times 3858 \times 3905}} = r_{\text{ع}} = 0.52$$

وحيث أن معامل الارتباط المحسوب (٣٢٨) أكبر من ٢٦ ضعفاً لهذا الخطأ المعياري فأننا نستطيع حينئذ رفض الفرض الصفري عند مستوى الدلالة المقابل لهذه الدرجة المعيارية (أي مستوى ٠.٠١) معنى ذلك أن الباحث يرفض الفرض القائل بأن الخاصيتين اللتين يقسمهما السؤالان موضع البحث ليسا مرتبطتين أو ليس بينهما علاقة في الأصل الاحتمالي ، ويقبل الفرض البديل أن هناك علاقة بين السؤالين دالة عند مستوى ٠.٠١ .

دلالة معامل الارتباط الجيمي :

على الرغم من أنه لا توجد طريقة لتقدير الخطأ المعياري لمعامل الارتباط الجيمي إلا أن Lienert في عام ١٩٧٢ اقترح طريقة لاختبار الفرض الصفري باستخدام النسبة الحرجة كدرجة معيارية باستخدام المعادلة الآتية اعتماداً على بيانات الجدول الرباعي .

$$D = \frac{(A + D) - (R \times N)}{\sqrt{R \times N}}$$

حيث يدل الرمز A ، D على الأفراد في الخانتين A ، D في الجدول الرباعي ويمكن اختصار المعادلة السابقة لتصبح كما يلي :

$$D = \frac{R}{\sqrt{N}}$$

وعلى ذلك لو حصل الباحث على معامل ارتباط جيمى مقدارها (١٢١) من عينة مقدارها (٤١٢ مفحوصا) ، تحسب النسبة الحرجة لتصبح ٢٦٦ وهي دالة عند مستوى ٠.٠١ .

دلالة نسبة الارتباط :

يختبر الفرض المفرض لنسبة الارتباط باستخدام معادلة الخطأ المعياري لهذه النسبة على النحو الآتى :

$$E_n = \frac{1}{\sqrt{1-n}}$$

كما يمكن الاعتماد على النسبة النهائية فى تحديد الدلالة كما سنبين فيما يلى :

العلاقة بين نسبة الارتباط وتحليل التباين :

يمكن النظر الى الجدول رقم (١٢٢) فى الفصل السابق على انه ينتمى الى تحليل التباين البسيط (اى ذى البعد الواحد) حيث تدل الاعمدة على بيانات ناتجة من تصنيف ذى بعد واحد لمتغير كمى هو العمر الزمنى حيث عدد المجموعات فى هذه الحالة هو عدد الاعمدة ومن هذا الجدول يعتبر مجموعات المربعات ١٦٥٤٤٩٦ مجموع المربعات بين المجموعات (مج ص) . ويمكن الحصول على المجموع الكلى للمربعات بالمعادلة الآتية :

$$\text{مج ص}^2 = (1 - n) \times E_n^2$$

$$= 149 \times (1258)^2 = 2358020$$

كما يمكن الحصول على مجموع المربعات داخل المجموعات او الاعمدة اى (مج ص_ر) بالمعادلة الآتية :

$$مج ص ٢ = مج ص ١ - مج ص ٢$$

$$= ٢٣٥٨٠٢٠ - ١٦٥٤٤٩٦$$

$$= ٧٠٣٥٢٤$$

ويقدر عدد درجات الحرية على النحو الآتي :

(١) عدد درجات الحرية بين المجموعات والاعمدة = عدد المجموعات - ١

$$= ك - ١ = ١٠ - ١ = ٩$$

(٢) عدد درجات الحرية داخل المجموعات والاعمدة = عدد الافراد - ك

$$= ١٥٠ - ١٠ = ١٤٠$$

ويلخص الجدول (١٢٧) نتائج تحليل التباين في هذه الحالة .

جدول رقم (١٢٧)

تحليل التباين لبيانات نسبة الارتباط

مصدر التباين	مجموع المربعات	درجات الحرية	متوسط المربعات (التباين)	ف
بين اعمدة المتغير (س)	١٦٥٤٤٩٦	٩	١٨٢٨٣٣	٣٦٦
داخل اعمدة المتغير (س)	٧٠٣٥٢٤	١٤٠	٥٠٢٥	
المجموع الكلي	٢٣٥٨٠٢٠	١٤٩		

وتحسب النسبة الفائية (ف) بالمعادلة المعتادة

ف = $\frac{\text{مجموع المربعات بين المجموعات او الاعمدة}}{\text{مجموع المربعات داخل المجموعات او الاعمدة}}$

$$= \frac{١٨٢٨٣٣}{٥٠٢٥} = ٣٦٦$$

وهي دالة عند مستوى ٠.١

ويمكن حساب الخطأ المعياري للتقدير في حالة الانحدار غير الخطي باستخدام مجموع المربعات داخل المجموعات في الجدول السابق وذلك بتطبيق المعادلة الآتية :

$$E_{S.V} = \sqrt{\frac{\text{مجموع } J^2}{n - 2}}$$

وبالتعويض عن ذلك من قيم الجدول السابق فان :

$$E_{S.V} = \sqrt{\frac{702524}{2 - 150}} = 675$$

ويخبرنا الخطأ المعياري للتقدير بمدى تشتت القيم التي نحصل عليها للمتغير موضع الاعتبار وهو في (مثالنا ص) جدول القيم المتنبأ بها (ص) ، ويستخدم بنفس الطريقة التي استخدم بها مع المتوسط والانحراف المعياري ومعامل الارتباط وغيرها من المقاييس الاحصائية الاخرى .

الختبار مدى خطية الانحدار :

قد يحتاج الباحث الى اختبار مدى خطية الانحدار بالاعتماد على الطرق الاحصائية للحكم على ما اذا كانت العلاقة مستقيمة او منحنية . ويتوالى في الوقت الحاضر عدة طرق لتحقيق هذه الغاية الاكثرها شيوعا استخدام النسبة الفائية (اختبار ف) اعتمادا على أسلوب تحليل التباين. الا ان حساب (ف) في هذه الحالة بسيط ولا يتطلب اكثر من معرفة كل معامل ارتباط بيرسون ونسبة الارتباط لنفس البيانات وكذلك درجات الحرية ، حينئذ تصبح معادلة (ف) كما يلي :

$$F = \frac{(n_2 - 2)(n - k)}{(n_2 - 1)(2 - k)}$$

حيث يدل الرمز (ك) على عدد السطور (او الاعمدة) .

مثال :

احسب (ف) لاختبار خطية العلاقة لبيانات الجدول رقم (١٢٢) في الفصل السابق حيث نسبة الارتباط = ٨٢٨ (معامل ارتباط بيرسون = ٠.٧٦٣

وعدد الأعمدة = ١٠ وعدد الأفراد = ١٥٠

$$F = \frac{(10 - 150) (828 - 1)}{(2 - 10) (7022 - 1)} = 7.06$$

وللحكم على دلالة (ف) في هذه الحالة فإن درجة الحرية للبسط = (ك - ٢) وللمقام = (ن - ك) ، وبالكشف عن قيمتها نجد أنها دالة عند مستوى ٠.٠١ ومعنى ذلك أن الفرق بين نسبة الارتباط ومعامل الارتباط التتابعي لبيرسون دال ويدل على أن العلاقة منحنية .

دلالة الفروق بين البيانات الاسمية

أولاً - دلالة الفروق بين التكرارات (اختبار كاي^٢)

أهمية اختبار كاي^٢ :

اختبار كاي^٢ Chi Square من أهم الطرق الإحصائية للحكم على صحة أو زيف الفرض الصفري بالنسبة للفروق بين التكرارات (باعتبارها تنتمي إلى البيانات الاسمية) في مقابل الفروق بين القيم أو الدرجات أو القياسات التي تناولناها فيما سبق (أي البيانات الرتبية أو بيانات المسافة والنسبة) والتي تركز على التوزيع الاعتدالي لكل من (ت) و (ف) . ويعود الفضل في ابتكاره إلى كارل بيرسون .

والواقع ان توزيع (كا^٢) له اهمية نظرية وعملية لا تقل عن اهمية توزيع اختبار (ت) او النسبة الفائية (ف) في تحليل التباين كنموذج احصائي نظري ، الا ان تركيز اختبار (كا^٢) يكون على المشكلات البحثية التي يهدف فيها الباحث الى الوصول الى استدلال مباشر حول ما اذا كان توزيعان تكراريان او اكثر متطابقين لاختبار الغرض المفرد حول ذلك . وينشأ السؤال هنا حين تكون متغيرات البحث من النوع الاسمي (ومنها المتغيرات الكمية ذات الطبيعة المنفصلة) بحيث يستحيل على الباحث استخدام الطرق المعتادة للاستدلال الاحصائي والتي تعتمد على المتوسطات والتباينات . انما حينئذ تكون في حاجة الى طريقة احصائية لدراسة الاستقـلال او الارتباط بين بيانات مصنفة الى فئات منفصلة .

وقد ينشأ السؤال ايضا حين يسعى الباحث لمعرفة ما اذا كان توزيع متغير عشوائي في الاصل الاحصائي يتسم بخاصية معينة كان يكون اعتداليا مثلا .

وهكذا يكون تركيز اختبار (كا^٢) على معاونة الباحث على الوصول الى استدلال احصائي حول توزيع الاصل الاحصائي فـرـضـوـة توزيع امبريقي حصل عليه هذا الباحث من بيانات عينات معينة .

طبيعة اختبار كا^٢ :

يعتمد اختبار كا^٢ على افتراض اساس هو ان افضل دليل حول توزيع الاصل الاحصائي المصنف الى فئات ذات طبيعة اسمية هو توزيع العينات مصنفا الى نفس الفئات وبـنـفس الطريقة . وحينئذ يهتم الباحث بالتفاوت بين توزيع العينة (والذي يسمى التوزيع الملاحظ) والذي يرمز له في الانجليزية بالحرف O وسوف نرمز له في العربية بالحرف ك^٠) وتوزيع الاصل الاحصائي (والذي يسمى التوزيع المتوقع او التكاى والذي يرمز له في الانجليزية بالحرف E وسوف نرمز له في العربية بالحرف ك^١) .

ويدل التفاوت بين نوعي التوزيع (ك، ك^٢) على مدى "جودة" النظرية الاحصائية "في ضوء" الدليل الامبريقي "ومن هنا شاعت تسمية اختبار ك^٢ بأنه مقياس حسن المطابقة goodness of fit. الا ان هذه الفكرة التي تعتمد على المقارنة بين توزيع عينة واحدة وتوزيع اصل احصائي واحد، يمكن ان يتسع نطاقها الى المقارنات المتعددة المتآنية (اي في وقت واحد) بين توزيعات عديدة منفصلة. وحينئذ يستخدم اختبار (ك^٢) كدليل على الترابط او الاقتران بين متغيرين اسميين. وفي هذه الحالة يستخدم (ك^٢) لاختبار الاستقلال بين المتغيرات والذي يعد في هذه الحالة مقارنة بين توزيعات لعينات مختلفة.

ويمكن ان يمتد اختبار ك^٢ الى مشكلات قياس قوة الترابط او الاقتران بين متغيرين اسميين من بيانات العينة، وفي هذا الصدد يمكن القول ان جميع معاملات الارتباط من البيانات الاسمية التي تناولناها في الفصل السابق تنتمي الى فئة اختبار ك^٢ كما سنبين فيما بعد.

وفي جميع الاحوال يعتمد ك^٢ على المقارنة بين مجموعة من التكرارات الملاحظة (ك^٢) والتكرار النظري او المتوقع (ك^٢). والتكرار الملاحظ او التجريبي او تكرار العينة هو التكرار الذي يحصل عليه الباحث باستخدام منهج البحث الملائم سواء عن طريق الملاحظة او التجريب، فهو التكرار الامبريقي. اما التكرار النظري فيتم اعداده على اساس فرض معين او تأمل نظري مستقل عن البيانات التي حصل عليها الباحث. ويصبح السؤال هو هل يوجد فرق دال بين نوعي التكرار، وفي هذه الحالة يكون الفرض المفقري - كما قلنا - هو عدم وجود فروق بين التكرارين الملاحظ والمتوقع، فاذا اختلف التكرار الملاحظ اختلفا بينا عن التكرار النظري او المتوقع فبان ذلك يؤدي الى رفض الفرض المفقري او النظرية التي استند اليها التكرار النظري او المتوقع. ويسمى التكرار النظري بالمتوقع لانه التكرار الذي يتوقعه الباحث الحصول عليه اذا كانت النظرية موضع الاختبار صحيحة.

ويذكر (Ferguson, 1976) أن افضل ما يمثل ذلك هو رمي قطعة النقود او زهرة الطاولة . ويعود بنا ذلك مرة اخرى الى مفهوم المصادفة . ان الفرض في هذه الحالة هو عشوائية الرمي . لنفرض اننا رمينا قطعة النقود ١٠٠ مرة ووجدنا أنها سقطت على الوجه (أ) ٤٥ مرة وعلى الوجه (ب) ٥٥ مرة . هذا هو التكرار الملاحظ . إلا أن التكرار النظري المتوقع من نظرية المصادفة هو تساوي عدد مرات السقوط على الوجهين (أ) ، (ب) أي ان التكرار النظري للوجه (أ) هو ٥٠ وللوجه (ب) ٥٠ ايضا . والسؤال حينئذ هو كيف يمكن المقارنة بين هذين التكرارين للحكم على قبول او رفض الفرض المفرض بأن الرميات عشوائية وانها غير متحيزة؟ ان الاختبار الاحصائي الذي يستخدم للإجابة على هذا السؤال هو كآ^٢ .

ويمكن توسيع نطاق هذه الفكرة الى أي سياق يتطلب المقارنة بين تكرارين احدهما تجريبي والآخر نظري . ويستند بناء التكرار النظري على اطار نظري محدد، قد يكون مفهوم المصادفة كما اشرنا . وقد يكون نتيجة سابقة اكدت خاصية معينة في التوزيع . وفي جميع الحالات تتم المقارنة بين التكرار الملاحظ والتكرار المتوقع باستخدام كآ^٢ .

استخدام كآ^٢ في قياس حسن المطابقة :

مثال (١) :

يوضح الجدول التالي عدد الذين اجابوا (بنعم) و (لا) من الرجال والنساء على عبارة من احد الاستفتاءات ، ويرغب الباحث في معرفة ما اذا كانت توجد فروق بين استجابات المفحوصين تدل على تحيز هذه الاستجابات بتفصيل احد البديلين (نعم) او (لا) وتؤدي الى رفض الفرض المفرض بتساوي تكرار الاستجابات لكل من البديلين .

المجموع	الاستجابة للعبارة		رجال	جنس المفحوصين
	لا	نعم		
٥٠	١٠	٤٠		
٥٠	٣٠	٢٠	نساء	
١٠٠	٤٠	٦٠		المجموع

ولاختبار الفرض المفرد في هذه الحالة نقوم باعداد التكرار
النظري او المتوقع في كل خانة من خانات الجدول على اساس هذا
الفرض وذلك بضرب مجموع السطر x مجموع العمود وقسمة هذا الحاصل
على المجموع الكلي وبوضع الناتج في الخانة الملائمة على النحو
الاتي :

المجموع	لا	نعم	
٥٠	$٢٠ = \frac{٥٠ \times ٤٠}{١٠٠}$	$٣٠ = \frac{٦٠ \times ٥٠}{١٠٠}$	رجال
٥٠	$٢٠ = \frac{٥٠ \times ٤٠}{١٠٠}$	$٣٠ = \frac{٦٠ \times ٥٠}{١٠٠}$	نساء
١٠٠	٤٠	٦٠	المجموع

ومن هذين الجدولين يمكن ان نضع جدولا ثالثا يتضمن التكرارات
التجريبية والمتوقعة والفرق بينهما كما يلي :

المجموع	لا	نعم	
رجال	١٠ - ٢٠ = ١٠	٤٠ - ٣٠ = ١٠	صفر
نساء	٣٠ - ٢٠ = ١٠	٢٠ - ٣٠ = -١٠	صفر
المجموع	صفر	صفر	صفر

ويوضح الجدول (١٢٨) التكرارين التجريبي والمتوقع والفرق بينهما . ويتطلب حساب χ^2 الحصول على مربعات هذه الفروق ثم قسمة هذه المربعات على التكرار النظري .

جدول رقم (١٢٨)
خطوات حساب χ^2 للمثال (١)

التكرار التجريبي ك	التكرار المتوقع ك	الفرق بين التكرارين (ك - ك')	(ك - ك') ^٢ ك	(ك - ك') ^٢ ك
٤٠	٢٠	١٠	١٠٠	٢٠٢٢
٢٠	٣٠	- ١٠	١٠٠	٢٠٢٢
١٠	٢٠	- ١٠	١٠٠	٥٠٠
٣٠	٢٠	١٠	١٠٠	٥٠٠
المجموع ١٠٠	١٠٠			١٦٦٦ = χ^2

ويعتبر χ^2 هو $\frac{(ك - ك')^2}{ك}$
وتحسب درجات الحرية في هذه الحالة كما يلي :
(عدد الاعمدة - ١) (عدد السطور - ١)

ولمى مثالنا تصبح درجات الحرية $(2 - 1) = (2 - 1) = 1$
وبالكشف في جدول قيم χ^2 المقابلة لنسب الاحتمالات المختلفة
عند درجة الحرية (1) في هذا المثال نجد ان المقدار ١٦.٦٦ دال عند
مستوى ٠.٠١.

مثال (٢) :

نفرض ان الجدول التالي يبين عدد الافراد الذين اجابوا على
كل فئة من فئات الاستجابة في احد مقاييس الاستفتاءات التي تقيس
الاتجاهات الاجتماعية بطريقة ليكرت .

موافق جدا	موافق	محايد	معارض	معارض جدا	المجموع
٢٢	٤٧	٢٢	٢٨	١٩	١٥٠
التكرار					
التجريبى					

والباحث يرغب في الحكم على ما اذا كانت الفروق بين
تكرارات الذين وافقوا والذين عارضوا دالة . اى بناء على الفرق
الصغرى في هذه الحالة ينشأ جدولا تكراريا جديدا كما يلي حيث
تساوى فيه تكرارات الفئات الخمسة من الاستجابة .

موافق جدا	موافق	محايد	معارض	معارض جدا	المجموع
٣٠	٣٠	٣٠	٣٠	٣٠	١٥٠
التكرار					
المتوقع					

وباستخدام نفس الطريقة السابقة نضع الجدول (١٢٩)

جدول رقم (١٢٩)
حساب χ^2 للمثال (٢)

ك	ك -	(ك - ك) ^٢	(ك - ك) ^٢	(ك - ك) ^٢
٢٢	٢٠	٢	٩	٣٠
٤٧	٢٠	١٧	٢٨٩	٩٦٣
٢٣	٢٠	٧ -	٤٩	١٦٢
٢٨	٢٠	٢ -	٤	١٢
١٩	٢٠	١١ -	١٢١	٤٠٢
١٥٠				$\chi^2 = ١٥٧٢$

وللحكم على دلالة χ^2 تحسب درجات الحرية في هذه الحالة بطريقة تختلف عن الطريقة التي استخدمت في المثال السابق. ففي الجدول ذي البعد الواحد تحسب كما يلي :

$$\text{درجات الحرية} = (\text{عدد الخانات} - ١) = ٥ - ١ = ٤$$

مثال (٣) :

نفرض ان احد الباحثين يجرى دراسة على المستويات التعليمية للرجال المصريين في مدينة القاهرة ، فاختيرت عينة تمثل جميع المصريين الاسوياء من الذكور الذين يعيشون في مدينة القاهرة في سن ٢٥ سنة وقت البحث ، وصنف المفحوصون بحيث يوضع كل مفحوص في احدى الفئات الآتية على اساس اقصى تعليم اكاديمي تلقاه :

- (أ) تعليم فوق الجامعي (دراسات عليا) .
- (ب) تعليم جامعي (ليسانس او بكالوريوس) .
- (ج) تعليم متوسط (ثانوي وما يعادله) .

- (د) تعليم أساسى .
- (هـ) يعرف القراءة والكتابة .
- (و) امن (لا يعرف القراءة والكتابة) .

ولنفرض انه تتوافر لهذا الباحث بيانات سابقة عن توزيع المستويات التعليمية للذكور بمدينة القاهرة منذ عشر سنوات وكانت نسب التوزيع للفئات الست السابقة للذكور فى سن ٢٥ سنة كما يلى :

الفئة	أ	ب	ج	د	هـ	و
التكرار النسبى	٠.٣	٠.١٧	٠.١٣	٠.٣٢	٠.١٧	٠.١٨

ويمص السؤال حينئذ هل يتطابق التوزيع الملاحظ او التجريبي الراهن مع التوزيع الذى تم الحصول عليه منذ عشر سنوات (وهو هنا يعد توزيعا نظريا أو متوقعا) ؟ لنفرض ان الباحث حصل على التكرار الملاحظ التالى ($n = 200$) ، إنه حينئذ يقارنه بالتكرار النظرى (الذى أجرى منذ عشر سنوات) والذى يعده باستخدام التكرارات النسبية السابقة للعينة الراهنة ($n = 200$) ، ويطبق خطوات حساب كا^٢ التى سبق ان شرحناها .

الفئة	أ	ب	ج	د	هـ	و	المجموع
التكرار الملاحظ	٢	٢٤	١٦	٨٣	٤٠	٣٥	٢٠٠
التكرار المتوقع	٦	٣٤	٢٦	٦٤	٣٤	٣٦	٢٠٠

والمطلوب منك اكمال الخطوات المطلوبة وحساب كا^٢ (الجواب كا^٢ = ١٨.٣٠) . وتحسب الدلالة باستخدام درجات حرية فى هذه الحالة = (عدد الخانات - ١) .

مثال (٤) :

لعل من اهم استخدامات مقياس χ^2 لحسن المطابقة استخدامه في اختبار اعتدالية التوزيع ، وبالطبع لا بد ان تتوافر للباحث الشروط الواجبة لتوافر الاعتدالية والتي تناولناها بالتفصيل في الفصل العاشر ، ولعل اهمها شرط المصادفة .

ولاجراء مثل هذا الاختبار يسير الباحث في الخطوات الاتية :

- (١) تحويل فئات الدرجات الى فئات من درجات معيارية .
- (٢) حساب التكرار المتوقع او النظري على اساس تساوى التكرارات في كل فئة .
- (٣) حساب الفرق بين التكرار النظري والتكرار الملاحظ او التجريبي .
- (٤) السير في خطوات حساب χ^2 كما فعلنا من قبل .

ويوضح ذلك المثال الموضح في الجدول (١٣٠) والذي يتضمن التوزيع التكراري لدرجات ذكاء ٤٠٠ طفل في المدرسة الابتدائية .

جدول رقم (١٣٠)

حساب χ^2 لاختبار الاعتدالية باستخدام الدرجات المعيارية

فئات الدرجات محولة الى درجات معيارية (ذ)	ل الاحتمالات التقريبية	ك التكرار النظري (ن = ٤٠٠)	ح التكرار التجريبي او الملاحظ (ن = ٤٠٠)
١١٥ وما فوقها	$\frac{1}{8}$	٥٠	١٤
٦٨ - اقل من ١١٥	$\frac{1}{4}$	٥٠	١٧
٣٢ - اقل من ٦٨	$\frac{1}{2}$	٥٠	٧٦
٠ - اقل من ٣٢	$\frac{1}{2}$	٥٠	١٠٥
٣٢ - اقل من ٠	$\frac{1}{4}$	٥٠	٧١
٦٨ - اقل من ٣٢	$\frac{1}{4}$	٥٠	٧٦
١١٥ - اقل من ٦٨	$\frac{1}{8}$	٥٠	٢١
اقل من ١١٥	$\frac{1}{8}$	٥٠	١٠
المجموع		٤٠٠	٤٠٠

ولحساب χ^2 كمقياس لحسن المطابقة مع التوزيع الاعتدالي كما يتحدد في ضوء الاحتمالات التقريبية (ل) نحسب مربعات الفروق بين التكرارين النظري والملاحظ ثم نقسم هذه المربعات على التكرار النظري كما فعلنا فيما سبق لنحصل على القيم الآتية :

$$\chi^2 = \frac{(50-71)^2}{50} + \frac{(50-105)^2}{50} + \frac{(50-76)^2}{50} + \frac{(50-17)^2}{50} + \frac{(50-14)^2}{50} + \frac{(50-10)^2}{50} + \frac{(50-31)^2}{50} + \frac{(50-76)^2}{50}$$

$$= 182.3$$

وللحكم على دلالة χ^2 في هذه الحالة نتحدد درجات الحرية على النحو الآتي :

$$\text{درجات الحرية} = \text{عدد الفئات} - 1 = 2 - 1$$

ولعلك تلاحظ وجود قيدين إضافيين هنا هما البارامتران اللذان يجب تقديرهما في الأصل لاستخدام هذا الاختبار وهما المتوسط والانحراف المعياري ، ومعنى ذلك أننا عند قياس حسن المطابقة لاي توزيع تكراري تجريبي مع التوزيع الاعتدالي نفقد درجة حرية إضافية لكل بارامتر تم تقديره من العينة ، وما دام المطلوب (لحساب الدرجات المعيارية) تقدير كل من المتوسط والانحراف المعياري فإننا نفقد درجتى حرية بالإضافة الى الدرجة المفقودة في حالة استخدام سطر واحد او عمود واحد تحسبه χ^2 .

وبتطبيق معادلة درجات الحرية في هذه الحالة تصبح كمايلي :

$$d.o.f = 2 - 1 - 1 = 0$$

وبالكشف عن دلالة χ^2 المحسوبة نجدها دالة عند مستوى 0.1 ر ومن ذلك يقرر الباحث ان الفرض الصفري غير صحيح وحينئذ يستنتج ان التوزيع الحالي غير اعتدالي .

مثال (٥) :

ويمكن تقدير حسن المطابقة باستخدام χ^2 باستخدام الفئات
الاصولية للدرجات (وليس الدرجات المعيارية كما فعلنا في المثال
السابق) . وقد اشرنا في الفصل العاشر الى خطوات تحويل
التوزيع التجريبي الى توزيع اعتدالي . وسوف نطبق هنا قواعد
استخدام χ^2 على نفس المثال الذي استخدمناه فيما سبق (الفصل
العاشر) . مع ملاحظة اننا نعلمنا التكرارين للفئتين المتطرفتين
للفئة السابقة والفئة اللاحقة مع تكرار اول واخر فئة تكرارية حتى
تسهل المقارنة بين نوعي التكرارات المتقابلة ويوضح الجدول
(١٣١) ذلك .

جدول رقم (١٣١)

حساب χ^2 لحسن المطابقة على التوزيع الاعتدالي باستخدام
فئات الدرجات الخام

فئات الدرجات	ك	ك	ك	ك	ك	ك	ك	ك	ك
	ك	ك	ك	ك	ك	ك	ك	ك	ك
٢٠ - ٢٩	٠	٤٤٢	٠	٢٩	٠	٢٩	٠	٢٩	٠
٣٠ - ٣٩	١٦	٨٧٥	١٦	٣٩	١٦	٣٩	١٦	٣٩	١٦
٤٠ - ٤٩	٢٢	١٧٧٠	٢٢	٤٩	٢٢	٤٩	٢٢	٤٩	٢٢
٥٠ - ٥٩	٢٧	٢٨٨٢	٢٨	٥٩	٢٧	٥٩	٢٧	٥٩	٢٧
٦٠ - ٦٩	٣٥	٢٨٧٢	٣٥	٦٩	٣٥	٦٩	٣٥	٦٩	٣٥
٧٠ - ٧٩	٤٥	٤٤٢٤	٤٥	٧٩	٤٥	٧٩	٤٥	٧٩	٤٥
٨٠ - ٨٩	٤٢	٤٢٠٣	٤٢	٨٩	٤٢	٨٩	٤٢	٨٩	٤٢
٩٠ - ٩٩	٢٨	٢٢١٨	٢٨	٩٩	٢٨	٩٩	٢٨	٩٩	٢٨
١٠٠ - ١٠٩	١٩	٢٢١٢	٢٢	١٠٩	١٩	١٠٩	١٩	١٠٩	١٩
١١٠ - ١١٩	١٤	١٢١٧	١٢	١١٩	١٤	١١٩	١٤	١١٩	١٤
١٢٠ - ١٢٩	١٢	٥٥٣	١٢	١٢٩	١٢	١٢٩	١٢	١٢٩	١٢
١٣٠ - ١٣٩	٠	٢٢١	٠	١٣٩	٠	١٣٩	٠	١٣٩	٠
المجموع	٢٦٠	٢٥٩٩٩	٢٦٠	٢٦٠	٢٦٠	٢٦٠	٢٦٠	٢٦٠	٢٦٠

(٥) السبب الإحصائي لذلك هو أن (ك) لكلاهما أقل من ٥ كما سنبين فيما بعد

وبهذا فإن $\chi^2 = 9.4$

وللحكم على دلالة هذه القيمة تحسب درجات الحرية بالمعادلة السابقة أي درجات الحرية = عدد الفئات - 1 - 2
 $\chi^2 = 10 - 2 = 8$

وبالكشف عن دلالة χ^2 عند درجات حرية $\chi^2 = 8$ نجد أنها غير دالة ومعنى ذلك قبول الفرض الصفري أي لا توجد فروق بين التوزيع التجريبي والتوزيع النظري ، ويستنتج الباحث من ذلك أن توزيعه التجريبي يتسم بالاعتدالية .

ومن قواعد استخدام هذه الطريقة في اختبار الاعتدالية أن يكون التكرار المتوقع أو النظري لكل فئة كبيراً نسبياً ، ومن المتفق عليه ألا يقل عن (5) فإذا قل عن ذلك تجم الفئات ذات التكرار الصغير إلى الفئة التالية أو السابقة لها مباشرة ليؤلف فئة واحدة .

استخدام χ^2 في قياس الاستقلال والارتباط :

لا يقتصر استخدام χ^2 على قياس حسن المطابقة كما اتضح من الأمثلة السابقة ، ولكنه قد يمتد إلى قياس استقلال المتغيرات أو ارتباطها ، وخاصة حين تكون المتغيرات من النوع الاسمي بالطبع . وفي هذه الحالة يتم تصنيف البيانات فيما يسمى جدول الاتفاقيات Contingency table ، وهو جدول يمكن أن يتألف من أي عدد من السطور والأعمدة ، وحين يتألف من عمودين وسطرين يسمى جدول اتفاق 2×2 وهكذا . ويكون السؤال حينئذ هو هل يستقل المتغير (س) عن المتغير (ص) أم بينهما نوع من الارتباط ؟

مثال :

(عن Ferguson, 1976) : قام أحد الباحثين بدراسة لمعرفة العلاقة بين سيطرة إحدى العينين وسيطرة إحدى اليدين على

عينة مؤلفة من ٤١٣ مفحوصا . وقام باختبارهم وصنفهم الى ثلاث فئات في كل حالة وحصل على جدول اتفاق من نوع 3×3 يوضحه الجدول رقم (١٣٢) .

جدول رقم (١٣٢)

جدول اتفاق 3×3 بين سيطرة العين وسيطرة اليد

(ص)	(س)	العين اليسرى	كلتا العينين	العين اليمنى	المجموع
اليد اليسرى	٣٤	٦٢	٢٨	١٢٤	
كلتا اليدين	٢٧	٢٨	٢٠	٧٥	
اليد اليمنى	٥٧	١٠٥	٥٢	٢١٤	
المجموع	١١٨	١٩٥	١٠٠	٤١٣	

ويمكن بالطبع اختبار استقلال او ارتباط المتغيرين في هذا المثال باستخدام كاي^٢، الا ان السؤال هنا كيف تحسب التكرارات المتوقعة او النظرية ؟ ان هذه التكرارات يمكن الحصول عليها مباشرة من نظرية ضرب الاحتمالات على النحو الآتي :

- (١) يمكن القول ان احتمال وجود اي مفحوص عشوائيا في اي خانة من خانات متغير سيطرة اليد (س) اي في خانات السطور هو مجموع السطر على المجموع الكلي أي ان احتمالات خانات السطر الاول هي $\frac{124}{413}$ ، والسطر الثاني $\frac{75}{413}$ والسطر الثالث $\frac{214}{413}$. وكذلك الشأن في الاعمدة بالنسبة لخانات متغير سيطرة العينين (ص)، بقسمة مجموع العمود على المجموع الكلي اي $\frac{118}{413}$ بالنسبة للعمود الاول، $\frac{195}{413}$ بالنسبة للعمود الثاني، $\frac{100}{413}$ بالنسبة للعمود الثالث .

(٢) باستخدام نظرية ضرب الاحتمالات إذا كان (س) مستقلاً عن (ص) فإن احتمال وجود أي مفحوص عشوائياً في الخانة التي يتقابل فيها كل من س، ص كـالخانة الأولى من اليمين مثلاً التي تدل على التقاء اليد اليسرى مع العين اليسرى هو حاصل ضرب الاحتمالات المنفصلة أو $\frac{118}{413} \times \frac{124}{413} = \frac{14632}{171369}$ وهكذا بالنسبة لبقية الخانات، أي أنه إذا كان المتغيران (س)، (ص) مستقلين فإن التكرار المتوقع في الخانة الأولى من اليمين هو 0.085 .

(٣) بهذه الطريقة يمكن اعداد جدول التكرارات المتوقعة أو النظرية كما هو موضح في الجدول رقم (١٣٣).

جدول رقم (١٣٣)

التكرارات النظرية أو المتوقعة لجدول توقع 3×3

ص \ س	العين اليسرى	كلتا العينين	العين اليمينية	المجموع بالتقريب
اليد اليسرى	$\frac{118 \times 124}{413} = 35.4$	$\frac{190 \times 124}{413} = 58.0$	$\frac{100 \times 124}{413} = 30.6$	١٢٤
كلتا اليدين	$\frac{118 \times 75}{413} = 21.4$	$\frac{190 \times 75}{413} = 35.4$	$\frac{100 \times 75}{413} = 18.2$	٧٥
اليد اليمنى	$\frac{118 \times 214}{413} = 61.1$	$\frac{190 \times 214}{413} = 101$	$\frac{100 \times 214}{413} = 51.8$	٢١٤
المجموع بالتقريب	١١٨	١٩٠	١٠٠	٤١٣

(٤) تعتبر التكرارات المتوقعة متناسبة مع مجاميع السطور والاعمدة، فالقيم المتوقعة ٣٥.٤ ، ٥٨.٠ ، ٣٠.٣ مثلاً متناسبة مع مجاميع الاعمدة وهي ١١٨ ، ١٩٥ ، ١٠٠ على التوالي وبالمثل فإن المجموع ١١٨ في العمود الأول يتوزع في

الخانات الثلاثة لهذا العمود على نحو يتناسب مع مجموع السطور وعلى ذلك فالقيم المتوقعة ٣٥٤ ، ٢١٤ ، ١١٤ تتناسب مع مجاميع السطور وهي ١٢٤ ، ٧٥ ، ٢١٤ على التوالي، ويصدق مبدأ التناسب هذا على جميع خانات جدول التوقع .

(٥) تحسب χ^2 بالطريقة المعتادة ويوضح الجدول (١٣٤) طريقة الحساب .

جدول رقم (١٣٤)
حساب χ^2 لجدول توافق 3×3

ك	ك - \bar{K}	(ك - \bar{K}) ^٢	(ك - \bar{K}) ^٢ / \bar{K}	ك
٢٤	٢٥٤ - ٢٤	١٤ -	١٤	٢٤
٦٢	٥٨ - ٦٢	٣ -	٣	٦٢
٢٨	٣٠ - ٢٨	٢ -	٢	٢٨
٢٧	٢١٤ - ٢٧	٥٦ -	٥٦	٢٧
٢٨	٣٥٤ - ٢٨	٧٤ -	٧٤	٢٨
٢٠	١٨٢ - ٢٠	١٦٢ -	١٦٢	٢٠
٥٧	٦١ - ٥٧	٤ -	٤	٥٧
١٠٥	١٠١ - ١٠٥	٤ -	٤	١٠٥
٥٢	٥١٨ - ٥٢	٤٦٦ -	٤٦٦	٥٢
المجموع	٤١٢	٤١٢	٤١٢	٤١٢
		مفر	٤١٢	
			٤١٢ = χ^2	

(٦) تحسب دلالة χ^2 والتي تساوي ٤١٢ باستخدام درجات حرية مقدارها (عدد السطور - ١) \times (عدد الأعمدة - ١) = (٣ - ١) \times (٣ - ١) = ٤ ، وبلمحى جدول χ^2 نجد ان قيمة χ^2 لتكون دالة عند مستوى ٥٠ عند درجات حرية = ٤ يجب ان تصل الى ٩٤٨٨ ومعنى ذلك قبول الفرض المفرض واستنتاج ان المتغيرين (س)، (ص) في هذا المثال مستقلان، ومعنى ذلك انه لا توجد علاقة او ارتباط بينهما .

(٧) يمكن حساب معامل التوافق Contingency Coefficient

كمعامل ارتباط مباشر للتعبير عن العلاقة بين المتغيرين الاسميين (س) ، (ص) باستخدام قيمة χ^2 المحسوبة باستخدام المعادلة الآتية :

$$C = \sqrt{\frac{\chi^2}{\chi^2 + N}}$$

حيث C = معامل التوافق

χ^2 = قيمة χ^2 المحسوبة من جدول التوافق

N = عدد الافراد او الملاحظات

وبتطبيق المعادلة السابقة على بيانات المثال الحالى يـكـرـن

معامل التوافق كما يلى :

$$C = \sqrt{\frac{40.21}{40.21 + 412}} = 0.31$$

وهو معامل غير دال ويدل على عدم وجود علاقة بين المتغيرين.

ثانيا - دلالة الفروق بين النسب

(١) دلالة الفروق بين النسب المستقلة :

يجب ان نشبه الى ان طرق اختبار دلالة الفروق بين نسبتيـن لا تلائم العينات الصغيرة ، لانه يعتمد لى جوهره على مفهوم النسبة الحرة والتي تتخذ الصورة الآتية :

$$D = \sqrt{\frac{n_1 - n_2}{\left(\frac{n_1 + n_2}{n} \right) \left(\frac{n_1}{n} - \frac{n_2}{n} \right)}}$$

حيث ان :

$$\begin{aligned} p_1 &= \text{نسبة الافراد في العينة الاولى الذين يصنفون في الوجهة (1)} \\ p_2 &= \text{نسبة الافراد في العينة الثانية الذين يصنفون في الوجهة (1)} \\ \bar{p} &= \text{المتوسط الموزون لنسبتى العيشتين لتقدير نسبة الاصل} \\ &\text{ويحسب بالمعادلة الاتية :} \end{aligned}$$

$$\bar{p} = \frac{p_1 n_1 + p_2 n_2}{n_1 + n_2}$$

$$\bar{p} = 1 - 1 = 0$$

مثال :

نفرض ان احد الباحثين صنف عينة من المفحوصين ($n_1 = 100$) الذين اجابوا على سؤال في استفتاء (بنعم) فبلغ عددهم 60 ، أما العينة الثانية ($n_2 = 50$) فبلغ عدد الذين اجابوا (بنعم) 25. ولاختبار دلالة الفرق في هذه الحالة يحول الباحث هذه التكرارات الى نسب فتبلغ في العينة الاولى 60 (p_1) وفي العينة الثانية 25 (p_2) وحينئذ يحصل على القيم الاتية :

$$\bar{p} = \frac{60}{100} = \frac{25 + 60}{50 + 100} = 0.62$$

$$\bar{p} = 1 - 0.62 = 0.38$$

ويصبح تباين النسبة المقدرة في الاصل هو $0.62 \times 0.38 = 0.2356$ ثم تطبق معادلة النسبة الحزجة لدلالة الفرق بين نسبتيين غير مرتبطتين او مستقلتين كما يلي :

$$Z = \frac{p_1 - p_2}{\sqrt{\frac{p \times q}{n_1 + n_2}}} = \frac{0.60 - 0.25}{\sqrt{\frac{0.62 \times 0.38}{50 + 100}}} = 1.92$$

وهي غير دالة عند مستوى ٥% لأنها لم تصل إلى القيمة الحرجة ١.٩٦ وعلى ذلك فإن الباحث يقبل الفرض المظري ويستنتج عدم وجود فروق بين النسبتين .

ويمكن اختصار معادلة النسبة الحرجة السابقة في حالة تساوى عدد الأفراد في المجموعتين أي حين تكون $n_1 = n_2$ على النحو الآتي :

$$D = \frac{\frac{p_1^2 - p_2^2}{n_1 + n_2}}{\frac{p_1(1-p_1) + p_2(1-p_2)}{n_1 + n_2}}$$

حيث أن :
 $p =$ المتوسط البسيط للنسبتين p_1, p_2
 $n =$ عدد الحالات في أي من المجموعتين

مثال :

نفرض أن أحد الباحثين صنف عينتين من الذكور والإناث (حيث n في كل حالة = ٤٠٠) إلى الذين أجابوا (بنعم) أو (لا) على سؤال في أحد الاستفتاءات . وكانت نسبة الذين أجابوا بنعم من الذكور هي ١٦٨ ومن الإناث هي ١٨٨ ، أنه حينئذ يطبق معادلة النسبة الحرجة المختصرة كما يلي (حيث أن $p_1 = 0.46$ ، $p_2 = 0.47$)

$$D = \frac{0.46 - 0.47}{\sqrt{\frac{(0.465)(1-0.465)}{400}}} = \frac{0.01}{\sqrt{0.0029}} = 0.19$$

وهي دالة عند مستوى ٠.١ (حيث تجاوزت القيمة الحرجة ٥٨ ر ٢) ومعنى ذلك فإن الباحث يرفض الفرض المظري في هذه الحالة ويستنتج وجود فروق بين الذكور والإناث في إجاباتهم على هذا السؤال .

(٢) دلالة الفروق بين النسب المرتبطة :

قد يواجه الباحث ضرورة حساب الفروق بين نسبتين مرتبطتين ومن ذلك حين يكون عليه دراسة هذه الفروق بالنسبة لنسب الذين اصابوا او اخطأوا في الاجابة على سؤاليين من اسئلة احد الاختبارات ان العينة في هذه الحالة هي نفسها لانهم هم انفسهم الذين اجابوا على جميع اسئلة الاختبار . ويوضح ذلك المثال الاتي :

مثال :

يوضح جدول التوافق الاتي عدد الذين اصابوا او اخطأوا في الاجابة على سؤاليين من اسئلة احد الاختبارات العقلية .

السؤال الاول			
صواب	خطا		
٦٠	٥ (ب)	٥٥ (١)	صواب
٤٠	٢٥ (د)	١٥ (ج)	خطا
١٠٠	٣٠	٧٠	المجموع

كيف نحسب الفروق بين هذه التكرارات بعد تحويلها الى نسب ؟
لقد اقترح McNemar منذ عام ١٩٤٧ طريقة سهلة واقتصادية لهذا الغرض وتلخصها المعادلة الاتية :

$$D = \frac{b - c}{\sqrt{b + c}}$$

حيث جدول الرموز على الخانات المقابلة لها في جدول التوافق السابق ، وبتطبيق هذه المعادلة نحصل على القيمة الآتية :

$$D = \frac{15 - 5}{\sqrt{15 + 5}} = 2.24$$

وهي دالة عند مستوى ٥٪. ومعنى ذلك أن الباحث يرفض الفرض الصفري ويستنتج أن الفرق بين النسبتين المرتبطتين دال . ومعنى ذلك أن السؤال الثاني ربما كان أصعب من السؤال الأول على أساس أن الذين أخطأوا فيه كانوا أكثر .

ثالثاً - اختبار كوكران

اقترح هذا الاختبار للبيانات الاسمية التي يحصل عليها الباحث من معالجات متعددة (على نحو قريب الشبه بتحليل التباين) كوكران Cochran عام ١٩٥٠ ، وهو يصلح للبيانات الاسمية من نوع القياسات المتكررة أو التي تستخدم المجموعات المرتبطة على أي نحو .

مثال :

(عن Hays, 1963) نفرض أن أحد الباحثين أجرى تجربة لاحظ فيها عينة من الأطفال ($N = 20$) في أربعة شروط تجريبية مختلفة ، حيث تعرض جميع المفحوصين لجميع الشروط التجريبية ، وكان على الطفل في كل شرط أو معالجة أن يحل مشكلة مختلفة من مشكلات التفكير الاستدلالي ويعطى الدرجة (١) إذا حل المشكلة حلاً صحيحاً والدرجة (صفر) إذا حلها خطأ . ومعنى ذلك أن البيانات التي حصل عليها الباحث من النوع الاسمي (نجاح أو فشل في حل المشكلة) .

لنفرض ان الباحث يرغب في معرفة ما اذا كانت المشكلات الاستدلالية الاربع ذات مستويات معوية متساوية للاطفال ، وبالتالي تتساوى نسب الاجابات الصحيحة لجميع المشكلات . وهذا هو الفرض المفرض الذي يسعى لاختباره . ويوضح الجدول رقم (١٣٥) نتائج هذه التجربة .

جدول رقم (١٣٥)

نتائج تجربة اجريت على عينة من الاطفال ($n = 20$) لحلل ٤ مشكلات استدلالية باستخدام تعيين القياسات المتكررة

المفحوص	الدرجة في كل من المشكلات الاربع				المجموع (س)
	الاولى	الثانية	الثالثة	الرابعة	
أ	١	١	١	٠	٣
ب	٠	١	١	١	٣
ج	٠	٠	١	٠	١
د	١	١	١	١	٤
هـ	٠	١	٠	٠	١
و	٠	٠	١	٠	١
ز	١	٠	٠	٠	١
ح	٠	٠	١	١	٢
ط	٠	٠	٠	٠	٠
ي	١	٠	٠	٠	١
ك	١	٠	١	٠	٢
ل	٠	٠	١	١	٢
م	٠	١	٠	١	٢
ن	١	٠	٠	٠	١
س	٠	١	٠	٠	١
ع	١	٠	١	١	٣

ف	٠	٠	١	٠	١
ص	٠	١	٠	٠	١
ق	٠	١	١	٠	٢
ر	٠	١	٠	١	٢
(مج أ) المجموع	٧	١٢	٨	٧	٣٤

وتحسب دلالة الفروق في هذه الحالة باستخدام اختبار كوكران
المسمى اختبار كيو Q-test بالمعادلة الآتية :

$$\text{كيو} = \frac{K(1 - \frac{1}{K}) \times \text{مج أ} - \text{مج أ}^2}{K(\text{مج س} - \frac{1}{K})}$$

حيث أن :

ك = عدد المعالجات (٤ =)

مج أ = مجموع درجات المعالجات المختلفة للمتغير أ (٧ ، ١٢ ، ٨ ، ٧)
على التوالي

م = متوسط المعالجات (٨ = $\frac{34}{4}$)

مج س = مجموع درجات المفحوص عبر المعالجات (٣٤ =)

مج س^٢ = مجموع مربعات درجات المفحوص عبر المعالجات (٧٦ =)

ومن البيانات السابقة تحسب كيو كما يلي :

$$\text{كيو} = \frac{4(3)(8 - \frac{1}{4}) + \dots + (8 - \frac{1}{4})^2}{4(34 - \frac{34^2}{4})}$$

$$= ٤٠ ر ٢$$

وتوزيع (كيو) يقترب كثيرا من توزيع كاي^٢، وتختبر دلالتة
باستخدام جداول كاي^٢، وتحسب درجات الحرية في هذه الحالة كما يلي :

عدد درجات الحرية = عدد المعالجات - ١

$$٢ = ١ - ٤ =$$

وبتطبيق هذه القاعدة فان قيمة كيو المحسوبة ليست دالة عند مستوى ٥% وبالتالي يقبل الباحث الفرض المطرى ويستنتج عدم وجود فروق بين المعالجات المختلفة .

المقارنات المتعددة بين التكرارات او النسب :

في حالة تطبيق اختبار كا^٢ على جدول يتألف من اكثر من مجموعتين لكل سطر او عمود فانها تدل على نفس ما تدل عليه (ف) فليس تحليل التباين حين تكون دالة اي على دلالة كلية ، الا انها لا تحدد موضع الدلالة ، ومن هنا تنشأ الحاجة - كما نشأت من قبل - في حالة تحليل التباين - الى المقارنات المتعددة ، وحينئذ يجرى الباحث المقارنات الثنائية المحتملة بين مختلف خانات الجدول، وبتطبيق كا^٢ في كل حالة .

مراجع الكتاب

- ١ - برنال، ج. د. (ترجمة على محمد ناصف وآخرين) : العلم في التاريخ (٤ مجلدات) بيروت • المؤسسة العربية للدراسات والنشر، ١٩٨٢ •
- ٢ - جابر عبد الحميد جابر ، أحمد خيرى كاظم : مناهج البحث فى التربية وعلم النفس • القاهرة : دار النهضة العربية ، ١٩٧٢ •
- ٣ - جمال زكى ، السيد ياسين : أسس البحث الاجتماعى • القاهرة : دار الفكر العربى ، ١٩٦٢ •
- ٤ - جونستون ، جيمس ، ن . (ترجمة مكتب التربية العربى لدول الخليج) : مؤشرات النظم التعليمية • الرياض : مكتب التربية العربى لدول الخليج ، ١٩٨٧ •
- ٥ - حامد عمار : المنهج العلمى فى دراسة المجتمع • القاهرة : دار المعارف ، ١٩٦٤ •
- ٦ - ديورانت ، ول (ترجمة محمد بدران) : قصة الحضارة (المجلد الثانى) ، القاهرة : لجنة التأليف والترجمة والنشر ، ١٩٧١ •
- ٧ - رمزية الغرب : التقويم والقياس النفسى والتربوى • القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية ، ١٩٧٠ •
- ٨ - روزنتال ، ف . (ترجمة أنيس فريجة) : مناهج العلماء المسلمين فى البحث العلمى • بيروت : دار الثقافة ، ١٩٨٠ •
- ٩ - سكيجر ، د . ، وينبرج ، ك (ترجمة محمد منير مرسى وآخر) : البحث التربوى ، أصوله ومناهجه • القاهرة • عالم الكتب ، ١٩٧٤ •

- ١٠ - سمث ، ج.م. ، (ترجمة إبراهيم بسيونى عميرة) : الدليل الى الاحصاء
فى التربية وعلم النفس ، القاهرة : دار المعارف ، ١٩٨٧ .
- ١١ - السيد محمد خيرى : الاحصاء فى البحوث النفسية والتربوية
والاجتماعية . القاهرة : دار الفكر العربى ، ١٩٥٧ .
- ١٢ - صفوت فرج : التحليل العائلى فى العلوم السلوكية . القاهرة : دار
الفكر العربى ، ١٩٨٠ .
- ١٣ - صلاح أحمد مراد : المقارنات المتعددة للمتوسطات . مجلة كلية التربية
جامعة المنصورة ، العدد ٤ ، ديسمبر ١٩٨١ .
- ١٤ - صلاح جلال وآخرون : الاحصاء الحيوى ومقدمة فى تصميم التجارب
(٣ أجزاء) . القاهرة : مركز التنمية البشرية والمعلومات ، ١٨٩٨ .
- ١٥ - صلاح الدين محمود علام : تحليل البيانات فى البحوث النفسية
والتربوية . القاهرة : دار الفكر العربى ، ١٩٨٥ .
- ١٦ - عبد العزيز القوصى . حسن حسين ، محمد خليفة بركات : الاحصاء
فى التربية وعلم النفس ، القاهرة ، مكتبة النهضة المصرية ، ١٩٥٦ .
- ١٧ - عبد الغنى عبود : البحث فى التربية . القاهرة : دار الفكر العربى ،
١٩٧٩ .
- ١٨ - عبد الله عبد الدايم : التربية التجريبية والبحث التربوى . بيروت :
دار العلم للملايين ، ١٩٦٨ .
- ١٩ - عبد الله محمود سليمان : المنهج وكتابة تقرير البحث فى العلوم
السلوكية . القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية ، ١٩٧٢ .
- ٢٠ - عبد المنعم ناصر الشافعى : مبادئ الاحصاء (مجلدان) . القاهرة :
مكتبة النهضة المصرية ، ١٩٥٥ .

٢١ - عماد الدين سلطان : التحليل العاقل . القاهرة : دار المعارف ،
١٩٦٧ .

٢٢ - عواطف عبد الرحمن : الدراسات المستقبلية : الاشكاليات والآفاق .
مجلة عالم الفكر (الكويت) ، المجلد ١٨ ، العدد ٤ ، يناير - مارس
١٩٨٨ ، ص ٧ - ٢٨ .

٢٣ - فان دالين داب : (ترجمة محمد نبيل نوغل وآخرين) : مناهج البحث
في التربية وعلم النفس . القاهرة : مكتبة الانجلو المصرية ، ١٩٧٠ .

٢٤ - فؤاد أبو حطب : تطبيقات التحليل العاقل في التربية . صحيفة
التربية ، السنة ٢٤ ، العددان ١ ، ٤ ، نوفمبر ١٩٧١ ، مايو ١٩٧٢ .

٢٥ - التحليل العاقل من الدرجة الثانية لبعض قدرات
التنظيم العقلي الثلاثي . القاهرة : المطبعة الفنية الحديثة ، ١٩٧٢ .

٢٦ - (محرر) : بحوث في تقنين الاختبارات النفسية
(مجلدان) . القاهرة : مكتبة الانجلو المصرية ، المجلد الاول ١٩٧٧ ،
المجلد الثاني ١٩٧٩ .

٢٧ - قضايا في تقنين الاختبارات الاسقاطية : محاضرات
ألقيت بالمركز القومي للبحوث الاجتماعية والجنائية ، ١٩٧٩ - ١٩٨١ .

٢٨ - نحو وجهة اسلامية لعلم النفس . القاهرة : المعهد
العالمي للفكر الاسلامي ، ١٩٨٩ .

٢٩ - القدرات العقلية . القاهرة : مكتبة الانجلو المصرية
(ط ٤) ، ١٩٨٢ .

٣٠ - علم النفس في مصر : دراسة في الشخصية القومية .
القاهرة : مكتبة الانجلو المصرية . (تحت الطبع) .

- ٢١ - ————— ، آمال صادق ، علم النفس التربوى • القاهرة :
مكتبة الأنجلو المصرية (ط ٢) ١٩٨٤ •
- ٢٢ - ————— ، سليمان الخضرى وآخرين : البحوث النفسية
والتربوية فى مصر منذ الثلاثينات • القاهرة ، أكاديمية البحث العلمى
والتكنولوجيا ، ١٩٨٨ •
- ٢٣ - ————— ، سيد عثمان ، آمال صادق : التقييم النفسى •
القاهرة : مكتبة الأنجلو المصرية (ط ٢) ، ١٩٨٧ •
- ٢٤ - فؤاد البهى السيد : القدرة العددية • القاهرة : دار الفكر العربى •
١٩٥٩ •
- ٢٥ - ————— : مقارنة الطريقة التقاربية بالفروق الرباعية والطريقة
المركزية • القاهرة : مطبعة دار التأليف ، ١٩٧١ •
- ٢٦ - ————— : عمومية الطريقة التقاربية • القاهرة : مطبعة دار
التأليف ، ١٩٧١ •
- ٢٧ - ————— : علم النفس الإحصائى وقياس العقل البشرى •
القاهرة : دار الفكر العربى (ط ٢) ، ١٩٧٩ •
- ٢٨ - ————— : الجداول الإحصائية لعلم النفس والعلوم الانسانية
الأخرى • القاهرة : دار الفكر العربى ، ١٩٥٨ •
- ٢٩ - فتح الباب عبد الحليم : البحث فى الفن والتربية الفنية • القاهرة :
عالم الكتب ، ١٩٨٣ •
- ٤٠ - فوس ، ب.م. (ترجمة فؤاد أبو حطب) آفاق جديدة فى علم النفس
القاهرة • عالم الكتب ، ١٩٧٢ •

- ٤١ - قاسم عبده قاسم : تطور مناهج البحث في الدراسات التاريخية .
مجلة عالم الفكر (الكويت) . المجلد ٢٠ . العدد ١ ، إبريل - يونية
١٩٨٩ ، ص ص ١٦٩ - ٢١٤ .
- ٤٢ - لوفيل ، ك ، لوسون ، ك ، س . (ترجمة إبراهيم بسيوني عميرة) :
حتى نفهم البحث التربوي . القاهرة : دار المعارف ، ١٩٧٦ .
- ٤٣ - محمد زيان عمر : البحث العلمي ، مناهج وتقنياته . جدة : مطبعة
خالد حسن الطرابيشي ، ١٩٧٥ .
- ٤٤ - محمد سيف الدين فهمي : المنهج في التربية المقارنة . القاهرة : مكتبة
الأنجلو المصرية ، ١٩٨١ .
- ٤٥ - محمود السيد أبو النيل : التحليل العاملي لذكاء وقدرات الإنسان
بيروت : دار النهضة العربية ، ١٩٨٦ .
- ٤٦ - محمود عبد الفضيل : الجهود العربية في مجال استشراف المستقبل:
نظرة تقويمية . مجلة عالم الفكر (الكويت) . المجلد ١٨ ، العدد ٤ ،
يناير - مارس ١٩٨٨ ، ص ص ٥١ - ٧٢ .
- ٤٧ - المركز القومي للبحوث الاجتماعية والجناائية : اشكالية العلوم
الاجتماعية في الوطن العربي . بيروت : دار التنوير للطباعة والنشر،
١٩٨٤ .

48. Bausell, R.B. A practical guide to conducting empirical
research. New York : Harper and Row, 1986.
49. Best, J.W. Research in education. Englewood Cliffs, N.J.,
Prentice-Hall, 1981.
50. Beveridge, W.I.B. The art of scientific investigation, Lon-
don : Mercury Books, 1961.

51. Blalock, H.M. (ed.) *Measurement in the Social Sciences*. Chicago : Aldine Publishing Co., 1974.
52. ———— *Social Statistics*. Auckland : McGraw-Hill, (2nd ed.), 1981.
53. ———— and Blalock, A.B. (Eds.) *Methodology in Social Sciences*. New York : McGraw-Hill, 1968.
54. Bridgman, P.W. *The logic of modern physics*. New York : Macmillan, 1938.
55. Bromley, D.B. *The Case-Study method in psychology and related disciplines*. Chichester : John Wiley, 1986.
56. Campbell, D.T. and Stanley, J.C. *Experimental and quasi-experimental designs for research*. Chicago: Rand McNally, 1966.
57. Campbell, S.K. *Flaws and fallacies in statistical thinking*. Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall, 1974.
58. Cattell, R.B. *Factor analysis*. New York : Harper, 1952.
59. Cattell, R.B. (ed.) *Handbook of multivariate experimental Psychology*. Chicago : Rand McNally and Co., 1966 (2nd ed.), 1989.
60. Child, D. *The essentials of factor analysis*. London : Hoit, Rinehart and Winston, 1970.
61. Christensen, L.B. and Stoup, C.M. *Introduction to statistics for the social and behavioral sciences*. New York : Brooks and Cole, 1986.
62. Cohen. J. *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. New York : Academic Press, 1977.
63. Cohen, M.R. and Nagel, E. *An introduction to logic and scientific method*. New York : Harcourt, Brace, 1937.

64. Canover, W.J. Practical nonparametric statistics. New York: John Wiley, 1971.
65. Cooley, W.W. and Lohnes, P.R. Multivariate procedures for behavioral sciences. New York : John Wiley, 1962.
66. Coombs, C.H. A theory of data. New York : John Wiley, 1964.
67. ———, Raiffa, H. and Thrall, R.M. Some views on mathematical models and measurement theory. Psychol. Rev., 1954, 61, 132-144.
68. Cunningham, G.K. Educational and psychological measurements. New York : Macmillan, 1986.
69. Cureton, E.E. Rank-biserial correlation. Psychometrika, 1956, 21, 87-290.
70. Danham, P.J. Research methods in psychology. New York: Harper and Row, 1988.
71. Edwards, A.C. Experimental design in psychological research. London : Holt, Rinehart and Winston, 1968, (5th. ed.), 1985.
72. ——— Multiple regression and the analysis of variance and covariance. New York : W.H. Freeman and Co., 1985.
73. Hines, D.G., Kantowitz, B.H. and Roediger, H.L. Research methods in psychology. St. Paul: West Publishing Co., (2nd. ed.), 1985.
74. El-Sayed, F.E. The exact number of factors in any given correlation matrix. Cairo : Mondiale Press, 1965.
75. Evans, J.D. Invitation to psychological research. New York: Holt, Rinehart and Winston, 1985.
76. Ferguson, G.A. Statistical analysis in psychology and education. Tokyo : McGraw-Hill, 1976 (4th ed.), 1981.

77. Festinger, L. and Katz, D. (eds.) Research methods in the behavioral sciences. New York : Dryden Press, 1953.
78. Fruchter, B. Introduction to factor analysis. Princeting N.J., D. Van Nostrand, 1954.
79. Glass, G.V. Primary, secondary and meta-analysis, of research. Educ. Researcher, 1976, 5, 3-8.
80. ——— and Hopkins, K.D. Statistical methods in education and psychology. Englewood Cliffs, N.J. : Prentice-Hall (2nd ed.), 1984.
81. Grinnell, R.M. Jr. (ed.) Social Work Research and evaluation. Hasca, Ill., F.E. Peacock, 1981.
82. Guilford, J.P. and Fruchter, B. Fundamental Statistics in psychology and education. New York : McGraw-Hill, (6th ed.), 1978.
83. Harman, H.H. Modern factor analysis. Chicago. The Univ. of Chicago Press, 1960 (3rd. ed.), 1976.
84. Hays, W.L. Statistics for psychologists. New York : Holt, Rinehart and Winston, 1963.
85. ——— Quantification in psychology. Belmont Calif. Brooks and Cole, 1967.
86. Hersen, M. and Barlow, D.H. Single case experimental designs. New York : Pergamon Press, 1976.
87. Holzinger, K.J. and Harman, H.H. Factor analysis. Chicago: Univ. of Chicago Press, 1941.
88. Horst, P. Factor analysis of data matrices. New York : Holt, Rinehart and Winston, 1965.
89. Howell, D.C. Fundamental statistics for the behavioral Sciences. Boston : Duxbury Press, 1985.

90. ——— Statistical methods for psychology. Boston : Duxbury Press, 1987.
91. Huff, D. How to lie with statistics. New York: W.W. Norton, 1954.
92. Jackson, C.B. Methods for reviewing and integrating research in the social sciences. Washington D.C. : George Washington Univ.-Press, 1978.
93. Kaplan, R.M. Basic statistics for the behavioral sciences. Boston : Allyn and Bacon, 1987.
94. Kandall, M.G. Rank correlation methods. London : Charles and Griffins (4th ed.), 1970.
95. Kiess, H.O. and Bloomquist, D.W. Psychological research methods. Boston : Allyn and Bacon, 1975.
96. Kirk, R.E. Experimental design : Procedures for the behavioral sciences. Belmont and Brooks Cole, 1968 (2nd ed.), 1982.
97. Krantz, D.H., Luce, R.H., Suppes, P. and Tversky, A. Foundations of measurement. New York : Academic Press, 1971.
98. Kurtz, A.K. and Mayo, S.T. Statistical methods in education and psychology. New York : Springer-Verlog, 1979.
99. Lawley, D.N. and Maxwell, A.E. Factor analysis as a statistical method. London : Butterworths, 1963.
100. Lawson, R.B., Goldstein, S.G. and Musty, R.E. Principles and methods of psychology. London : Oxford Univ. Press, 1975.
101. Lindzey, G. On the classification of projective techniques. Psychol. Bull., 1959, 56, 159-168.
102. McCollough, C. and Van Atta, L. Statistical concepts. New York : McGraw-Hill, 1963.

103. McNemar, Q. Psychological statistics. New York : John Wiley, 1955.
104. Mendenhall, W., Ramey, M. Statistics for psychology, Mass.: Duxbury Press, 1973.
105. Minium, E.W. Statistical reasoning in psychology and education. New York : John Wiley, 1978.
106. Mulaik, S.A. The foundations of factor analysis. New York: McGraw-Hill, 1972.
107. ——— Confirmatory factor analysis. In : Cattell, R.B. (ed.), 1989.
108. Neyman, J. and Pearson, E.S. On the problem of the most efficient tests of statistical hypotheses. Philosophic Transactions of the Royal Society of London, 1933, 231, 289-337.
109. Nunnally, J.C. Psychometric theory. New York : McGraw-Hill, 1976.
110. Overall, J.E. and Klett, C.J. Applied multivariate analysis. New York : McGraw-Hill, 1972.
111. Senders, V.L. Measurement and statistics. New York : Oxford Univ. Press, 1958.
112. Siegel, S. Nonparametric statistics for behavioral Sciences. New York : McGraw-Hill, 1956.
113. Smith, M.L. Research integration. In : H.S. Mitzel (ed.) Encyclopedia of Educational Research. New York : The Free Press, 1982.
114. Snedecor, G.W. and Cochran, W.E. Statistical methods. Ames. Iowa : State Univ. Press, (6th ed.), 1967.

- In : S.S. Stevens. (ed.) Handbook of experimental psychology. New York : John Wiley, 1951.
116. Stigler, S.M. The history of statistics. Cambridge : Harvard Univ. Press, 1986.
117. Stouffer, S.A., et al. Measurement and prediction. Princeton, N.J. : Princeton Univ. Press, 1950.
118. Taeuber, C. Census. In : W.H. Kruskal and J.M. Tanur (eds.) International Encyclopedia of Statistics. New York Thre Free Press, 1978.
119. Talsuoka, M.M. Multivariate analysis of variance. In : R.B. Cattle (ed.), 1989.
120. Thomson, G. The factorial analysis of human ability. London : Univ. of London Press, 1951.
121. Thurstone, L.L. Multiple-factor analysis. Chicago : The Univ. of Chicago Press, 1947.
122. Triandis, H.C. and Berry, J.W. (eds.) Handbook of cross-cultural psychology. Vol. 2 : Methodology. Boston : Allyn and Bacon, 1980.
123. Tuckman, B.W. Conducting educational research. San Diago: Harcourt Brace Jovanovich, (2nd ed.), 1978.
124. Van Dalen, D.B. Understanding educational research. New York : McGraw-Hill (2nd ed.), 1966.
125. Vernon, P.E. Personality assessment. London : Methuea, 1963.
126. Walker, H. and Leve,, J. Elementary statistical methods. New York : Holt, Rinehart and Winston, 1969.
127. Weiss, R.S. Statistics in social research. New York : John Wiley, 1968.

128. Welkowitz, J., Ewen, R.B. and Cohen, J. *Introductory Statistics for the behavioral sciences*. San Diego: Harcourt Brace Jovanovich, (3rd ed.), 1982.
129. Wiersma, W. *Research methods in education*. Boston : Allyn and Bacon, (4th ed.), 1986.
130. Winer, B.J. *Statistical principles in experimental design*. New York : McGraw-Hill (2nd ed.), 1971.
131. Wright, H.F. *Observational methods in child study*. In Musen, P.H. (ed.), *Handbook of child psychology*, 1960.
132. Yaremko, R.M., Harari, H., Harrison, R.C. and Lynn, E. *Reference handbook of research and statistical methods in psychology*. New York : Harper and Row, 1982.
133. Yeomans, K.A. *Statistics for the social scientists* (2 vols). Harmondsworth : Penguin Books, 1968.
134. Young, R.K. and Veldman, D.J. *Introductory statistics for the behavioral sciences*. New York : Holt, Rinehart and Winston, 1981.

هذا الكتاب

هذا الكتاب محاولة لتنظيم ميدان الإحصاء النفسى والتربوى والاجتماعى فى ضوء محددين رئيسيين وجها المؤلفين خلال تدريسهما لهذا الموضوع لفترة امتدت لأكثر من ثلاثين عاما ، وأول هذين المحدثين التطورات التى شهدتها هذا العلم من حيث الطرق المستخدمة وآليات الاستخدام ، ولعل أعظم هذه التطورات والتى أثرت فى حياتنا بصفة عامة والباحث بصفة خاصة ألا وهو ظهور الحاسب الآلى وما أحدثه من تغير وتطور فى تفكير الإنسان . ولعل هذا التأثير سيزداد وتشتد آثاره بعد أن أصبح فى قدرة أى باحث استخدامه فى بحوثه التى يقوم بها ، حيث هيا الحاسب الآلى للباحثين فرصا كبيرة لتطبيق الطرق الإحصائية شديدة التعقيد وعالية الدقة وفى وقت قصير .

وبالرغم من هذه الإيجابيات فى تيسير الحصول على المعرفة أو تحليل البيانات فإن هناك بعض السلبيات التى يجب التنبيه إليها ، فقد أصبح معظم الباحثين أقل رغبة فى الاستزادة من المعرفة الإحصائية وتكوين الحساسية اللازمة للاختيار والمفاضلة بين الطرق المختلفة لتحليل البيانات على أساس درجة ملائمتها لهذه البيانات ذاتها وطبيعة المشكلة التى يقومون ببحثها على أساسيات الإحصاء وسعيا لتكوين ما يمكن تسميته بالحساسية الإحصائية بحيث يصبح الباحث قادرا على اختيار الطرق الملائمة لبحثه .

أما المحدد الثانى فهو تنظيم الطرق الإحصائية طبقا لمستوياتها وللأهداف الأساسية للعلم ، فجاءت منظمة بدءا من الإحصاء الوصفى ثم الإحصاء الاستدلالى ثم تحليل بيانات مستويات النسبة والمسافة فى تحليل المتغيرات المتعددة ، كذلك تم تحديد الطرق الأخرى لتحليل بيانات مقاييس الرتبة ، وجاء الباب الأخير فى تحليل بيانات المقاييس الإسمية .

ويجدر الإشارة أن المسائل الإحصائية لا يمكن إدراك مغزاها دون نظرة - ولو مبسطة - إلى فلسفة العلم ، لذا وجدنا من المهم أن نتناول موضوعات العلم ولغة الكم وطبيعة القياس فى العلوم النفسية والتربوية والاجتماعية ، كذلك تم عرض لمناهج البحث فى ذات المجال مضافة إلى البعد الزمنى للبحث ، وأهدافه وطرق اختيار العينات وحجمها ودرجة التحكم فى المتغيرات وطرق جمع المعلومات ووسائله .

إن هذا الكتاب تسجيل لخبرة المؤلفين وعمرهما الأكاديمى فى التدريس الجامعى ، والذى يظل الرجاء من الله سبحانه وتعالى أن يكون فيه نفع للناس ، ونعوذ به سبحانه وتعالى من " علم لا ينفع " إنه سميع مجيب .

المؤلفان

ISBN 977-05-1010-6



9

مكتبة الأنجلو المصرية

THE ANGLO-EGYPTIAN BOOKSHOP

The World of Words & Thoughts

www.anglo-egyptian.com

